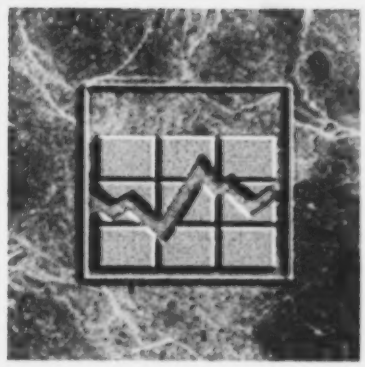
Catalogue no. 75F0002MIE — No. 003
ISSN: 1707-2840
ISBN: 0-662-36657-3

Research Paper

Income research paper series

Low-paid employment and 'moving up' 1996-2001



by Teresa Janz

Income Statistics Division
Jean Talon Building, Ottawa, K1A 0T6

Telephone: 613 951-7355

This paper represents the views of the author and does not necessarily reflect the opinions of Statistics Canada.

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

106-04020/

How to obtain more information

Specific inquiries about this product and related statistics or services should be directed to Client Services, Income Statistics Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 ((613) 951-7355; (888) 297-7355; income@statcan.ca).

For information on the wide range of data available from Statistics Canada, you can contact us by calling one of our toll-free numbers. You can also contact us by e-mail or by visiting our Web site.

National inquiries line	**1 800 263-1136**
National telecommunications device for the hearing impaired	**1 800 363-7629**
Depository Services Program inquiries	**1 800 700-1033**
Fax line for Depository Services Program	**1 800 889-9734**
E-mail inquiries	**infostats@statcan.ca**
Web site	**www.statcan.ca**

Ordering and subscription information

This product, Catalogue no. 75F0002MIE2004003, is available on Internet free. Users can obtain single issues at: http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research.cgi.

Standards of service to the public

Statistics Canada is committed to serving its clients in a prompt, reliable and courteous manner and in the official language of their choice. To this end, the Agency has developed standards of service which its employees observe in serving its clients. To obtain a copy of these service standards, please contact Statistics Canada toll free at 1 800 263-1136.

Statistics Canada
Income Statistics Division

Income research paper series

Low-paid employment and 'moving up'

1996-2001

Published by authority of the Minister responsible for Statistics Canada

© Minister of Industry, 2004

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying, recording or otherwise without prior written permission from Licence Services, Marketing Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

March 2004

Catalogue no. 75F0002MIE2004003

ISSN: 1707-2840

ISBN: 0-662-36657-3

Frequency: Irregular

Ottawa

La version française de cette publication est disponible sur demande (n° 75F0002MIF au catalogue).

Note of appreciation

Canada owes the success of its statistical system to a long-standing partnership between Statistics Canada, the citizens of Canada, its businesses, governments and other institutions. Accurate and timely statistical information could not be produced without their continued cooperation and goodwill.

Executive Summary

Less than one-half of Canadian workers who had a low-paying job in 1996 had managed to climb out of it by 2001, according to a study profiling individuals who experienced upward mobility.

The study, which used data from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID), showed that in December 1996, nearly one-third of Canadian workers, or about 1.7 million, were in a low-paying job.

By 2001, 47% of these low-paid workers, around 800,000, had moved out of their low-paying jobs.

Individuals with weekly earnings of less than $410.70 at the end of 1996 were flagged as "low-paid workers". A low paid worker in 1996 was said to have "moved up" if weekly earnings by 2001 were at least $496.86 a week. This level is at least 10% greater than $451.69, the threshold for Statistics Canada's 2001 low-income cutoff for a family of two living in an urban area of at least half a million people.

Low-paid workers in 1996 tended to be young and female, with an education of high school or less. The incidence of low pay for those with high school or less was approximately three times higher than for someone with a university degree. In addition, low-paid workers often worked part-time in services occupations or in the consumer services industry. Their workplaces tended to be small and were not unionized, and they lived in the Atlantic Provinces or Manitoba or Saskatchewan.

The 1996 data showed that 41% of women were low paid, almost double the 22% incidence rate among men.

In small firms there was a 27 percentage point difference in the incidence of low paid work between men and women, compared to a 6 percentage point difference in large firms.

Individuals who moved up between 1996 and 2001 were more likely to be young, university-educated men, in professional occupations and industries. More often, they worked full-time in large unionized firms, and they lived in Ontario or Alberta.

Other factors contributed to upward mobility: moving from a non-unionized firm to one with a union, and moving from a small firm, one with fewer than 20 employees, to a large firm, one with more than 500. For those who remained in the same job, upward mobility was more likely for those who increased their work hours by five or more hours a week or who changed their duties.

Individuals with a university degree or working in large organizations were twice as likely to have moved up as those with only high school or less.

In addition, men were twice as likely to move up as women. Nevertheless, women greatly improved their odds of moving up if they obtained a university degree, worked in a large organization, in the public service, and/or in professional or science occupations and industries.

The 53% of workers, around 900,000, who remained "trapped" in low-paid work in 2001 tended to be older women and those who had high school or less. Such individuals were more likely to be working part-time for small, non-unionized organizations.

This study updates a similar Statistics Canada study titled "The upward mobility of low-paid Canadians, 1993 to 1995" by Drolet and Morissette (1998).

There are limitations to the comparability of the findings in this report and those in the previous study. The analyses in the two studies occurred at different periods and over different lengths of time: 1996 – 2001 (current study) vs. 1993 – 1995 (previous study). This difference suggests, for example, that we would expect workers in the current study to be more likely to move out of low paid work given the longer time frame.

In accordance with the methodology from the previous study, multivariate logistic regression models were run controlling for *personal characteristics* (age, education, sex, occupation and region), and *job characteristics* (industry, part-time status, firm size and union status). Controls for *transition variables* (job change, union-status change, and firm-size change) were also included in the model to predict who 'moves up'.

Although there were many similarities in the findings of the two studies, there were some notable differences. Men were more than twice as likely to have low weekly earnings in 1996 compared to 1993 (17% versus 7% respectively). Other groups of workers were more than twice as likely to have low weekly earnings in 1996 compared to 1993: those in professional occupations, workers who lived in Alberta or British Columbia, full-time workers, and unionized workers.

Although in 1996 the financial situation for women was still not as good as it was for men, there were some improvements in earnings compared to 1993. For example, women who worked in the consumer services industry in 1996 were 20 percentage points less likely to be low paid relative to 1993.

Comparing differences between the studies in terms of who moved up was also interesting. As expected, because of the longer study period, low-paid workers were more than 3 times as likely to move up by 2001 compared to 1995 (46 % versus 15% respectively).

Conversely, certain workers were less likely to move up. Those in the public service and those living in British Columbia were among the least likely to move up by 2001 even though they had been among the most likely to move up by 1995. Finally, although changing employers was a significant predictor of moving up in 1995, it was not in 2001.

Acknowledgements

An earlier version of this paper was written for the Data Interpretation Workshop course at Statistics Canada. Thanks to several people who provided feedback or methodological consultation on earlier versions of the paper, including:

René Morissette, Senior economist, Business and Labour Market Analysis

Income Statistics Division (in alphabetical order)
Claude Dionne
Phil Giles
Gaetan Garneau
Sylvie Michaud
Boris Palameta
Preston Poon
Willa Rea

Other Statistics Canada Employees:
Marc Frenette, BLMA
Christian Houle, Manager, Data Interpretation Workshop
Owen Phillips, SSMD
Georgia Roberts, SSMD
Deborah Sunter, LSD
Pierre Turcotte, HFSSD
Ted Wannel, LHSAD

Of course, any remaining errors are my own.

Table of Contents

1. Introduction **9**

2. Data Source and Sample **10**

3. Methodology **12**

3.1 Selected Definitions *12*

3.2 Logistic regression *13*

4. Results I: Incidence and probability of low-paid work **14**

4.1 Incidence of low weekly earnings and education. *14*

4.2 Incidence of low pay decreases with age. *15*

4.3 Incidence of low pay was higher in Manitoba/Saskatchewan and the Atlantic provinces. *16*

4.4 Incidence of low pay was higher in small non-unionized companies, in service related jobs, in the consumer services industry. *17*

4.5 Probability of low weekly earnings: Comparing 1993 and 1996 ..... *20*

5. Results II: Who moved out of low paying jobs? **21**

5.1 Men were more likely to move out of low paying jobs than women *22*

5.2 Personal characteristics and job characteristics influenced the probability of moving up *22*

5.3 Part-time workers *23*

5.4 Is it better to keep the same job or get a new one? *24*

5.5 Comparing the 'Moving Up' findings of 1995 and 2001 ..... *26*

6. Summary & Conclusion **27**

References **30**

Appendices **31**

1. Introduction

Are certain groups of workers being left behind in our current labour market? Do people tend to remain stuck in low-paying jobs, or is such work simply a transition to higher-paying employment?

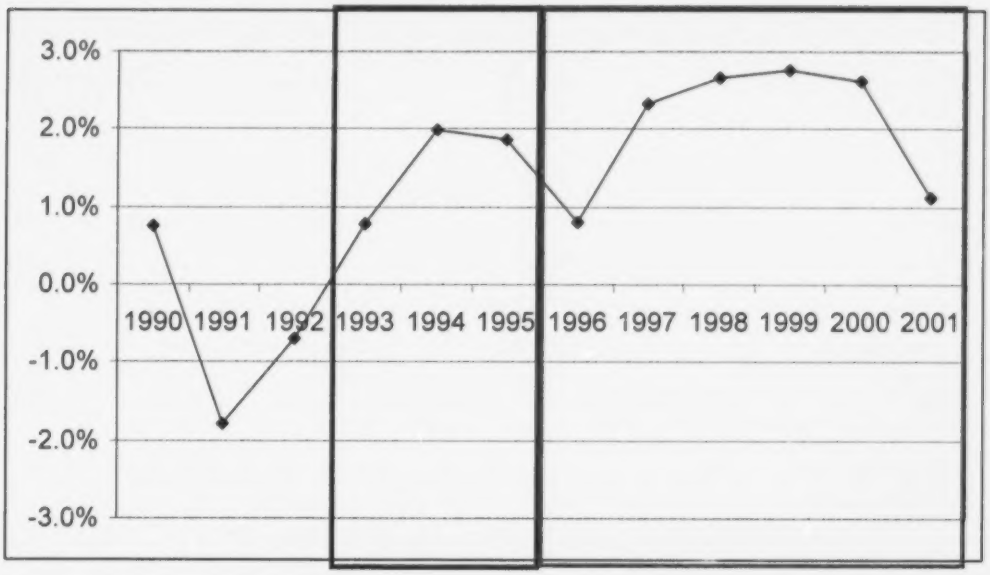
There is a general concern that the quality of jobs in the Canadian labour market may be declining. Technological advances favour more educated workers, while less educated workers may be more subject to unemployment. Other less favourable developments in the labour market are that minimum wage rates have changed very little since the 1980s and the rate of unionization has also decreased (Sargent 2000).

Not only have jobs changed, but shifts in the demographics of the workforce have also been noticeable. Younger workers continue to be more highly educated, and, as the baby boomers age, the workforce is becoming more experienced. Such changes in labour demands have had an impact on the relative pay of these different groups of workers (Heisz, Jackson & Picot 2002).

Another major change is the dramatic increase in women's participation in paid work. Between 1961 and 1996 women's involvement in the workforce has doubled (from 29% to 60%) (Gunderson 1998). Although the relative position of women has been improving in terms of the types of jobs they are obtaining, they continue to be paid less than men for the same work—women's average hourly rate is about 84% to 89% of the men's rate (Drolet 1999). Moreover, women still tend to be employed in "traditional" occupations (e.g., teaching, nursing and related health occupations, clerical and other administrative positions, sales and services) (Statistics Canada 2002). Do such conditions make women more vulnerable to long-term low-paid work relative to men?

This article uses data from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) to provide a profile of those who have low weekly earnings in 1996 and observes whether these same individuals were still in low paying jobs in 2001. This study replicates and updates research done by Drolet and Morissette (1998), which focused on the years 1993 to 1995. Another study, similar to this one, is in progress which looks at only full-time workers. Since these two studies examined workers from 1993 to 1995, and 1996 to 2001, it is interesting to consider the relevant economic climate. The percent change in employment depicted in Figure 1 indicates that the periods of interest in the current study and the Drolet and Morissette study, both occurred during a period of increasing employment. Most of the latter period (1996 to 2001) was much stronger, however, as the job-growth rate increased considerably in 1997 for a sustained period of time until 2000. Given these findings, one would expect that the economic climate, combined with a longer time frame, would make it relatively easier for workers in the current study (1996 to 2001) to move out of low paid work as compared with those in the Drolet and Morissette study (1993 to 1995).

Figure 1: Percent Change in Employment[1]



Similar to the Drolet and Morissette (1998) study, logistic regression (see *Logistic Regression* in the *Methodology* section) was used to profile the job and worker characteristics of low-paid employment in 1996, to describe the people in low-paid jobs (i.e., their age, sex, and family composition), where they lived, and the types of jobs they had (e.g., occupation, industry, work status, firm size, union status). Using similar controls, logistic regression was also used to explore who moved out of low-paid work in 2001. The rationale behind the selection of the data source and variables used in this study was to maintain consistency with past research (Drolet & Morissette, 1998), thus allowing for a comparison of the findings. Thus, the focus of this paper will be to compare the current findings with the Drolet and Morissette findings. It will also explore whether low-paid work was a stepping stone, a transition to higher paying work; or, whether it was a millstone that held people back from obtaining a higher paying job.

2. Data Source and Sample

The **Survey of Labour and Income Dynamics (SLID)** was used to investigate the research questions posed in this article. This longitudinal household survey provides a relatively unique opportunity to explore earnings over a six-year time frame, including information on the transitions and durations of low-paid work. A major advantage of using a longitudinal survey such as SLID (as compared with a cross-sectional survey), is that we can gain a better understanding of the dynamics of who escapes low-paid work.

[1] Source: CANSIM II Table 282-0055 - Labour force survey estimates (LFS), by sex and detailed age group, annual (Persons x 1,000).

The first panel in SLID was introduced in January 1994 to collect information on the reference year 1993, and respondents were followed for six years. A second six-year panel of respondents was introduced in 1996 and these respondents were followed until 2001 (Statistics Canada, 2003). This survey was designed to explore changes in the economic well-being of individuals and families over time.

The target population for SLID is all Canadians except those in the Yukon, Nunavut or Northwest Territories, residents of institutions (unless under six months), persons living on Indian Reserves, and full-time members of the Canadian Armed Forces living in barracks. Each panel has a sample of approximately 15,000 households (approximately 31,000 adults age 16 and over).

Definition of target population in the current study:
Two groups were examined in this article. In both cases, only the person's annual **main job** was considered.

Group 1 (Workers):
First, a profile of workers was documented. The sample was restricted to include (see Appendix C for the impact of these restrictions on the sample size):

- longitudinal respondents (Panel 2), who replied to the survey in both 1996 and 2001,
- those who reported their major activity was working at a job or business in both 1996 and 2001 (i.e., this excludes retired people, and those who were going to school full time and/or whose main activity was flagged as being a student),
- respondents aged 16 to 50 years old in 1996 (21 to 55 years old in 2001),
- paid workers, excluding those who did not report wages and hours, in both 1996 and 2001, and those who were on leave the entire year, and
- excluding those who were in agriculture, fishing or trapping industries, or were self-employed in 1996 or 2001.

Both full- and part-time workers were included in the sample. One reason for using full- and part-time status was to maintain consistency with past research (Drolet & Morissette, 1998). Part-time workers were also included because they tend to differ in important ways from full-time workers. Part-time workers are less likely to obtain some of the non-monetary benefits of work such as insurance (e.g., extended medical, dental and/or life/disability insurance), and employer sponsored retirement plans (e.g., registered pension plans) (Marshall, 2003). Thus, it is important to include part-time workers in research so that we are better able to understand the situation of part time workers who feel disadvantaged. There are analytical considerations associated with including part-time employees. For example, there may be some whose hourly wage is quite high, but if they are not working very many hours in the week they could appear to be in low paid work. Thus, an upcoming study will look at full-time workers only.

The first restricted group resulted in 6,195 sampled persons (representing approximately 5,511,080 Canadians.). The response rate for longitudinal respondents in Panel 2 in 1996 was approximately 90% and in 2001 was approximately 80%[2].

Group 2 (Low Paid Workers):
Second, to examine the upward mobility of low-paid Canadians an additional selection criterion was added to those listed above. That is, respondents had to be defined as having low weekly earnings (see Appendix D: Definitions) in 1996 to be included in this sample. The resulting sample included 2,016 respondents (representing approximately 1,705,274 Canadians).

3. Methodology

3.1 Selected Definitions

There are two definitions that are key to understanding the following method and results. Please see Appendix D for other important definitions.

Low-paid work or low weekly earnings:[3] Is based on the before-tax Low Income Cutoff (LICO) for a family of two people living in an urban area of at least half a million people. To compute the "low paid work" threshold, the appropriate LICO, for example, 1996 = $21,414 was divided by 52.14 (weeks/year) = $410.70 dollars/week. Individuals with weekly earnings less than $410.70 at the end of 1996 were flagged as "low-paid workers."

Year	LICO (1992 base, before tax, family of two, in an urban area of 500,000+ population)	Low Weekly Earnings Cutoff (LICO / 52.14 weeks per year)
1996	$21,414	$410.70
2001	$23,551	$451.69

'Moving Up': An individual was coded as moving up if they were approximately 10% above the LICO threshold for 2001; otherwise they were coded as not having moved up. In this case the individual had to be making more than $451.69 x 1.10 = $496.86 per week in 2001 to be flagged as having moved up. The 10% "buffer zone" was used to avoid including those who only made marginal transitions out of low-paid work. It is important to note that the LICOs were CPI updated and were based on the same 1992 base year which "standardizes" the thresholds, allowing them to be compared over time.

---

[2] Barbara Armstrong and Georgina House, "Data Quality in the 2001 Survey of Labour and Income Dynamics," Internal publication to be released June, 2004.

[3] This definition was selected to be consistent with past research (Drolet & Morissette 1998; Morissette & Bérubé 1996). The rationale for this was that Morissette and Bérubé (1996) found that in 1975, 20% of male workers aged 25-54 earned less than $21,073/year. This amount approximated the 1993 LICO for a family of two people living in an urban area of at least half a million people, $20,603. Thus, this LICO threshold was selected because it approximated what "low paid" (bottom 20%) men were actually earning.

3.2 Logistic regression

Logistic regression was the statistical method used in this research. It estimates the probability that a particular outcome will occur as a function of several explanatory variables. For example,

in the first regression, the dependent variable (outcome) is:
equal to 1 -> if person has low weekly earnings (1996), and
equal to 0 -> if person does not have low weekly earnings (1996).

In the second set of regression models the dependent variable is:
equal to 1 -> if person moves out of low-paid work (2001), and
equal to 0 -> if person remains in low-paid work (2001).

Although the probability of a particular outcome is a function of several predictor variables, we can compare the probability of a particular outcome between individuals who are identical in every way except one. A Wald chi-square statistics is computed for each explanatory variable to determine whether a change in the variable is associated with a significant increase or decrease in the probability of the outcome.

All regression models included controls for:

(i) **personal characteristics** measured in 1996, including: age, education, interaction term for family composition and sex, occupation, and region, and

(ii) **job characteristics** including: industry, part-time status, firm size and union status.[4]

The second set of regression models regarding who moves up included all the variables above, as well as controls for:

(iii) **transition variables** including: *job change*, *union-status change* (from non-unionized in 1996 to unionized by 2001), and *firm-size change*, from small (<20 workers) in 1996 to large (500+ workers) by 2001. The 1996 weekly earnings were also included since they control for the distance of the individual from the low weekly earning threshold (see Transition Variables in Appendix D).

Job change was defined three different ways[5] in the logit models for moving up:

---

[4] For more information regarding the *personal characteristic* and *job characteristic* variables see Appendix D: Definitions, and Statistics Canada (2003). "Survey of Labour and Income Dynamics – A survey overview," Catalogue No. 75F0011XIE. Internet: http:// dissemination.statcan.ca/ english/ IPS/ Data/ 75F0011XIE.htm.

[5] Job change was expected to be an important predictor of moving up. However, in the first model, job change was defined very generally and the results indicated that those who changed jobs or remained in the same job were equally likely to move up. Thus, the rationale for defining job change differently in the other models was to explore what it was about changing jobs or remaining in the same job that contributed to moving up. The three models that used different definitions of job change all included the same controls for personal characteristics, job characteristics and transition variables (Appendices B3, B4 and B5).

Model 1: **job change.** If an individual's main job in 1996 was different from their main job in 2001, they were flagged as having changed jobs (Appendix B3).

Model 2: **job change.** Those who remained with the same employer were divided into (1) duties changed and (2) duties stayed the same (Appendix B4).

Model 3: **job change.** Those who remained with the same employer were divided into (1) those who increased their work hours by 5 or more hours per week from 1996 to 2001, and (2) "others", those whose work hours did not increase by at least 5 hours per week (Appendix B5).

When 1000 bootstrap weights were used to take into account the complex design of the Survey of Labour and Income Dynamics SLID, all of the overall models significantly predicted low paid work or moving up ($p < .0001$).

4. Results I: Incidence and probability of low-paid work

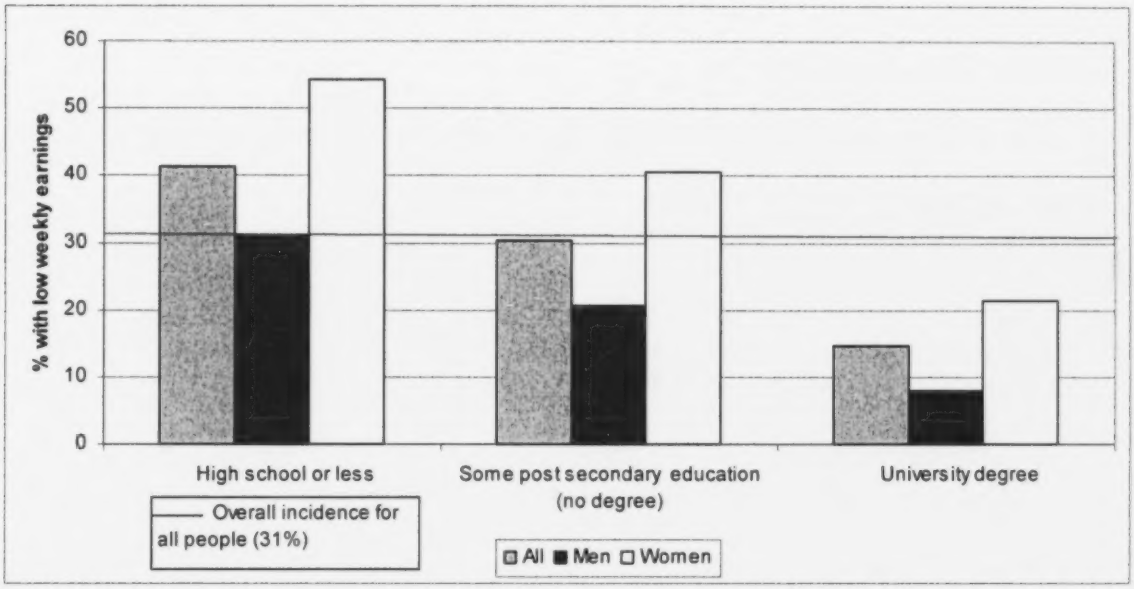
Approximately 31% of working Canadians were employed with low weekly earnings (i.e., below $410.70 per week) in December 1996 (Appendix A1). The average total personal income for these low paid workers was $13,454 per year, almost three times less than the average salary for those not considered "low paid" ($38,525). Who these people were, where they worked, and what they did, were all related to low-paid work (see the cross tabulations of the incidence of low weekly earnings and the probability of low weekly earnings as computed with a logistic regression in Appendices A1 and A2). The following section provides a profile of low earners, focusing on the incidence of low weekly earnings.

As expected, most all part-time workers (82%) had low weekly earnings. This is likely due to the fact that they had a shorter work week in their main job as compared with full time workers. On average, full-time employees worked twice as many hours (39.6 hours/week) relative to part-time workers (18.8 hours/week). If these part-time workers had full-time work, how many would still be in low paying jobs? By multiplying the part-time workers' wage rate by the average full-time hours per week (37.5), 44% of these workers would still be considered low paid (a 38% decrease).

4.1 Incidence of low weekly earnings and education.

Education appeared to be strongly related to the incidence of low pay (see Chart 1). Those with high school or less education were approximately 3 times more likely to have a low paying job than those with a university degree.

Chart 1. Incidence of low weekly earnings by education and sex, 1996.



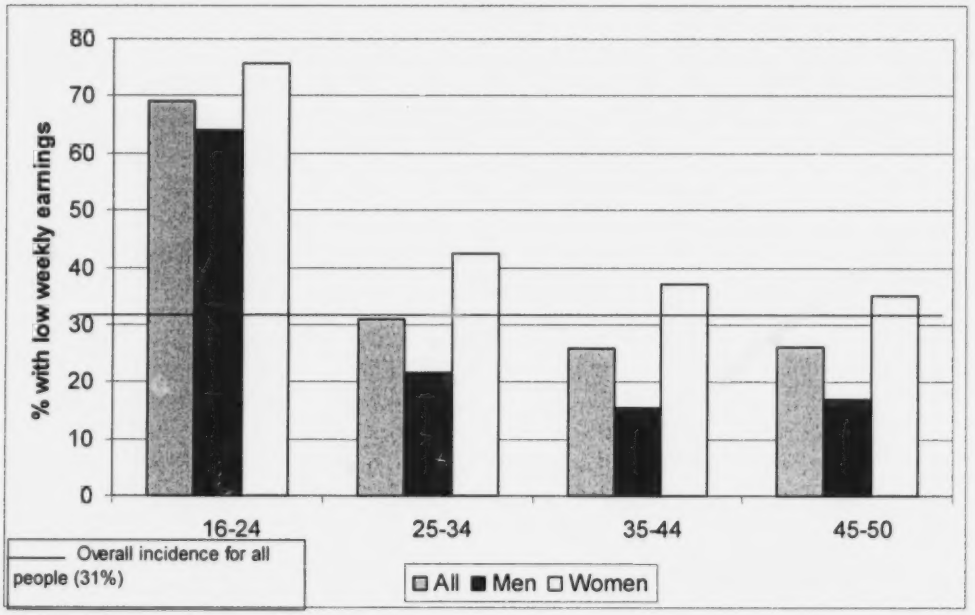
Overall, women were more likely to be low paid relative to men. Roughly two in five women versus one in five men were in low paid work (Appendix A1). The incidence of low pay for men was smaller than, or equal to, the overall incidence (31%) even for men with high school or less. For women, however, the only situation where they experienced a lower incidence of low paid work, relative to the overall incidence, was when they had a university degree. One-in-five women with a university degree had a low paid job, which is still higher than the one-in-thirteen incidence observed among men with similar education (Appendix A1).

4.2 Incidence of low pay decreases with age.

Chart 2 shows that older individuals were the least likely to be in low paid work. This is likely related to the fact that younger workers tend to have less experience and job seniority, but as they age they gain valuable work experience. The incidence of low pay for men in the 25-34 age group was three times smaller than those aged 16-24. Similarly, women aged 16-24 experienced low pay almost twice as often as those aged 25-34. Once men and women reached age 35 there was very little change in the incidence of low weekly earnings. In both of these older age brackets (35-44 and 45-50), the incidence of low weekly earnings for women were more than double the incidence for men the same age.

The lower salary in the youngest age group cannot be explained by the number of workers with full- or part-time status. That is, there were not more part-time workers in the youngest age group. Instead, there was approximately the same percent of part-time workers in every age group (18% in the 16-24 age group; 19% in both the 25-34 and 35-44 age group, and 17% in the 45-50 age group). Although the main reason workers provided for working part-time in all the age groups was the inability to find full-time work, the next most common reason, "did not want full-time work," was provided twice as often (23%) by the oldest age group as compared with the youngest (10%).

Chart 2. Incidence of low weekly earnings by age and sex, 1996.

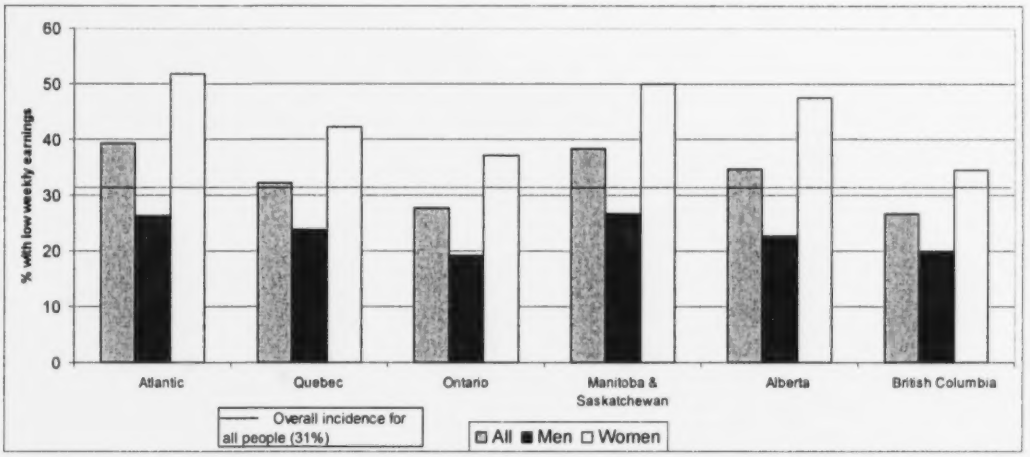


4.3 Incidence of low pay was higher in Manitoba/Saskatchewan and the Atlantic provinces.

Chart 3 (data in Appendix A1) indicates that workers in Manitoba/Saskatchewan (38%), and the Atlantic provinces (39%) had the highest incidence of low weekly earnings in Canada. Conversely, workers in Ontario (28%) and British Columbia (27%) had the lowest incidence of low weekly earnings. Although there were some parallels between the incidence of low-paid workers and the minimum wage rates in these regions, this does not completely explain the findings. For example, Ontario and British Columbia had

the highest minimum wage rates in 1996[6] and they had the lowest incidence of low weekly earnings. However, Alberta had the lowest minimum wage at $5.00, but it did not have the highest incidence of low paid work. Since the cutoff used in this study was approximately $11.00/hour, well above the minimum wage rates, differences in minimum wages across the country can not fully explain the findings.

Chart 3. Incidence of low weekly earnings by region and sex, 1996.



4.4 Incidence of low pay was higher in small non-unionized companies, in service related jobs, in the consumer services industry.

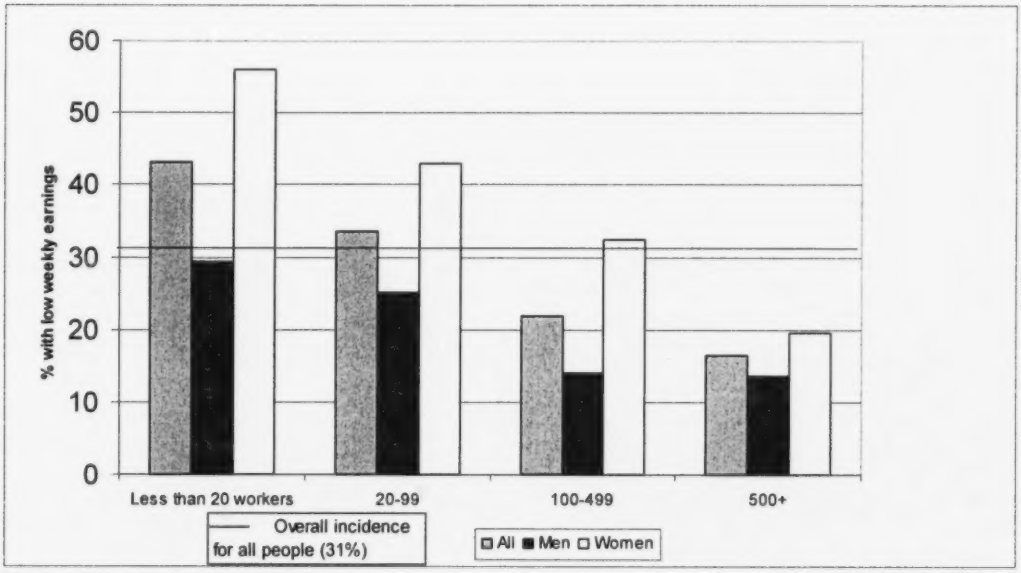
Employer characteristics such as union status, industry, firm size and occupation were also important in explaining the incidence of low pay (see Appendix D: Definitions for more details regarding these variables). Only 20% of unionized workers (those covered by a collective agreement) were low-paid relative to 38% of those who were not unionized (Appendix A2). The incidence of low pay was highest in the consumer services (61%) relative to those in other industries.

The incidence of low pay for those in small firms (less than 20 employees) was 43%, almost 3 times higher than the incidence in large firms (500+ employees) (16%) (see Chart 4). Firm size seemed to be especially important for women in terms of low pay. In small organizations, almost 3 out of 5 women were in low pay, relative to only 1 in 5 women in large firms. There was also a considerable sex difference in pay by firm size. This was notable in small organizations where there was a 27 percentage point difference

[6] In 1996 the minimum wage rate was $6.85 in Ontario and $7.00 in British Columbia. The next highest was in Quebec at $6.70. The average rate for Manitoba and Saskatchewan was $5.50, and the average for the Atlantic Provinces was $5.25. Alberta had the lowest minimum wage at $5.00 (SLID data).

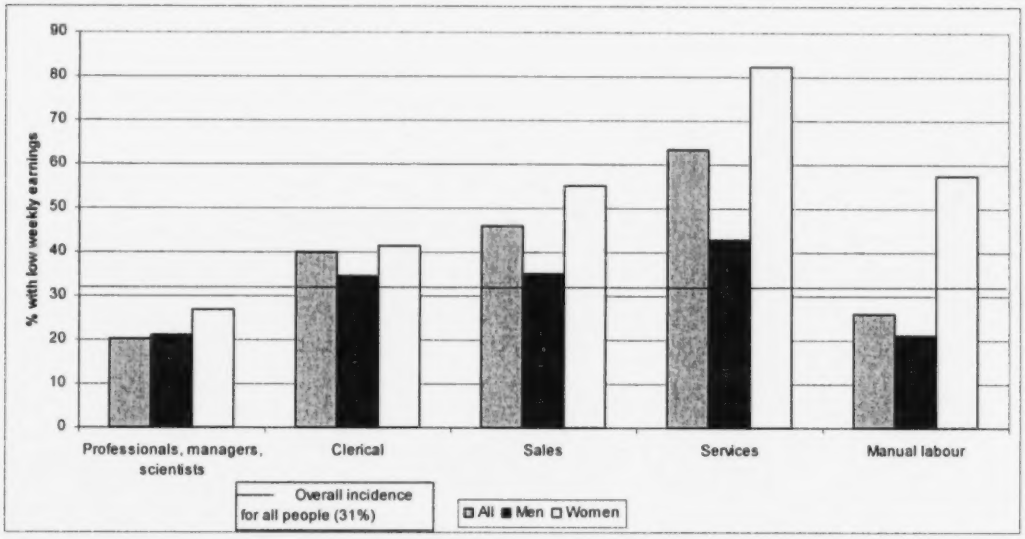
between men and women, relative to only a 6 percentage point difference between them in large companies.

Chart 4. Incidence of low weekly earnings by firm size and sex, 1996.



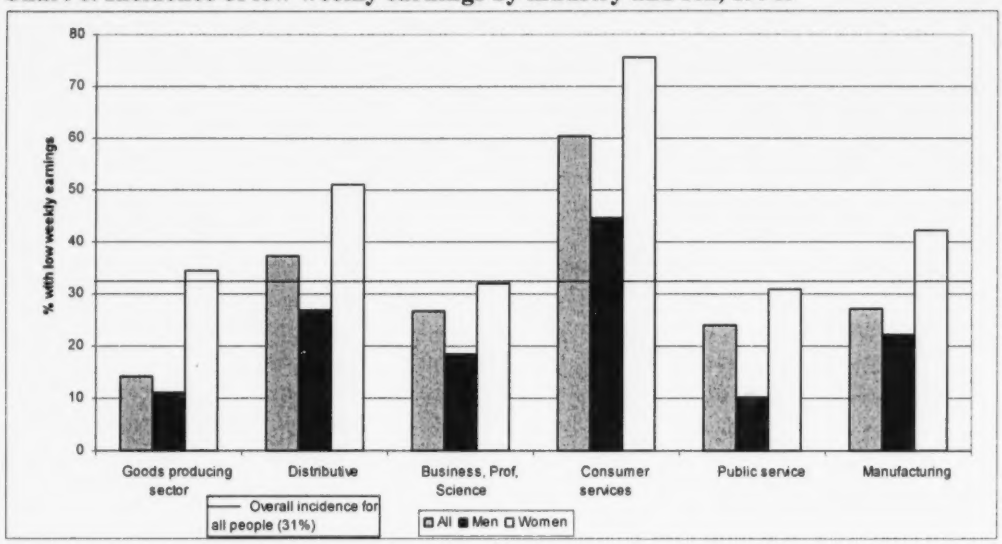
The incidence of low-paid work was higher in services, sales, and clerical occupations. However, it was lowest for manual labourers (26%) and those in professional occupations (20%) (Chart 5 and Appendix A1). Women in manual labour positions have a high incidence of low paid work (57%), more than twice as high as men (21%). Future research is needed to explore and understand these differences.

Chart 5. Incidence of low weekly earnings by occupation and sex.



Workers employed in the consumer services industry had the highest rates of low paid work (61%), and it is the only industry where men had higher rates of low pay than the overall rate (see Chart 6). For women, the lowest incidences of low paid work were noticeable in the public services and business/professional/science occupations, where the incidence was approximately the same as the overall incidence for all people (31%). These findings cannot be explained by the incidence of part-time work by industry because the majority of part-time workers were found both in the consumer services industries (21%) and in the public services (19%).

Chart 6. Incidence of low weekly earnings by industry and sex, 1996.



4.5 Probability of low weekly earnings: Comparing 1993 and 1996

Since it was expected that the previously described factors would jointly contribute to the probability of being a low-paid earner in 1996, a multivariate logistic regression was computed to evaluate the significance of these factors while controlling for several important variables. For comparison purposes, the results of the current study are summarized in Appendices A1 and A2 along with the 1993 findings from the Drolet and Morissette (1998) study.

It is important to note that three of the variables in the current study were not operationally defined the same way as they were in the Drolet and Morissette study. Specifically, Drolet and Morissette computed an interaction variable between family type and sex. In this study, a similar interaction was computed for these logistic regression models, but since it was not significant it was not included in the final model. Second, there were minor changes in the way the industry variable was categorized in the current study. There were 4 groups in the Drolet and Morissette study: (1)goods producing, (2) distributive and business, (3) consumer services and (4) public services; but there were 6 groups in the current study. Both provide a meaningful classification of the variables. Third, in the current study, the ages 51-60 were not included so that people who were retired, or close to retirement, were not inadvertently integrated into the study. Thus, some caution must be used when comparing these three variables in the two studies. Additionally, the findings in the two studies are not completely comparable because of the different lengths of time being compared (i.e., a five-year time frame in the current study, versus two years in the Drolet and Morissette study).

The findings from the logistic regressions in these two studies indicated that significant predictors of low-paid work included: age, education, sex, part-time work, union status, firm size, region of Canada, industry and occupation.

When considering *all* people, the patterns in the findings from these two studies were equivalent. It is notable, however, that those in professional/manager/scientist occupations, those living in Alberta and British Columbia, and full-time and unionized workers, were approximately twice as likely to have low weekly earnings in 1996 as in 1993 (see Appendices A1 and A2).

While the findings for the women were similar in both 1996 (the current study) and in 1993 (the Drolet and Morissette study), some of the findings were more extreme when considering the men. Overall, men were more than twice as likely to have low weekly earnings in 1996 as compared with 1993 (17% versus 7% respectively). This same finding (i.e., that men were more than twice as likely to be low paid in 1996 versus 1993) held for every level of education, every age group (except for the youngest), every occupation (except for those in services), and every region (except Manitoba/Saskatchewan) (Appendix A1).

Where there were exceptions, the men in 1996 still had a higher probability of reporting low paid earnings than those in 1993, however, the difference was not more than twice as large. In 1996, even though the probability of being in low weekly earnings was lower for men who worked in unionized organizations, the public service, and in firms with 100-499 or 500 or more people, these probabilities considerably increased between 1993 and 1996. In 1996, these men were twice as likely to be in low paid work as compared with similar men in 1993 (see Appendix A2).

In contrast, men were less likely to be in low paid work in 1996 if they worked part time (see Appendix A2). Thus, while the probability of being in low paid work has generally become much higher for men in 1996, financial conditions appear to have improved for male part-time workers.

Although conditions for women were still not as good as they were for the men, there were some notable improvements in earnings in 1996. For example, women who worked in the consumer services industry saw a 20 percentage-point decrease in the probability of being in a low-paid job in 1996 (45%) as compared with 1993 (65%).

The next section of the paper considers how these factors influenced the likelihood of moving out of low-paid work in 2001. Comparisons will also be made with findings regarding who moved up in 1995 in the Drolet and Morissette (1998) study.

5. Results II: Who moved out of low paying jobs?

Forty-seven percent of the workers (approximately 800,000 people) with low weekly earnings in 1996 moved above the low weekly earnings cutoff of $496.86 per week by 2001 (see Appendix B1). This compares with Drolet and Morissette (1998) had followed

similar workers for a period of only two years and during that time frame about 20% moved up.

Appendices B1, B2 and B3, suggest that the *incidence* of moving up in 2001 varied depending on demographic, occupation and job transition characteristics. Those with the largest incidence of escaping low paid work were young males with the highest levels of education. They worked in professional and science occupations in Ontario and Alberta. Such individuals had a higher likelihood of moving up if they experienced a change in union status (from non-unionized to unionized), or if they moved from a small to a large organization (see Transition Variables in Appendix D).

In order to capture how these factors jointly contributed to moving up, a discussion of the key findings from the multivariate regression analysis of the *probability* of moving out of low-paid work follows (see section 3.1 Logistic Regression and the findings in Appendices B1, B2 and B3).

5.1 Men were more likely to move out of low paying jobs than women.

The one factor that produced the highest probability of moving out of low paid work was being male (72%). Male workers were more than twice as likely to move up relative to female workers (32%), all other things being equal. That is, a difference remained after holding several important variables such as age, educational attainment, occupation, full-time/ part-time status, and industry constant. This suggests that, everything being equal, men were more likely to escape low-paid earnings after a period of 5 years than women.

5.2 Personal characteristics and job characteristics influenced the probability of moving up.

Several personal characteristics were related to the probability of moving up. While the findings in the Drolet and Morissette (1998) study suggested that age did not significantly impact the probability of moving up, in the current study, the youngest workers were more likely to move up (59% probability) between 1996 and 2001, relative to the other age groups. This may be due to the relatively short time frame used in the Drolet and Morissette study. For example, after two years, a young worker would still be a young worker. Education was also significant in explaining who moved up. Those with a university degree were almost twice as likely to move up (69%) as those with high school or less (38%) (see Appendix B1).

Where the workers lived in Canada also influenced their likelihood of moving out of low paid work (see Appendix B1). Approximately 6 out of 10 workers in Ontario and Alberta moved up which was significantly more likely than workers in Atlantic Canada where approximately 4 out of 10 workers moved up. Ontarians and Albertans may be more likely to move up because of their relatively strong economies which may offer more options for work and higher salaries to those in low paid positions. For example, between

1996 to 2001 employment rose by almost 16% in Alberta and 15% in Ontario, far above the national average increase of just under 12%[7].

The upward mobility of Canadians was also influenced by the type of occupation (Appendix B1) and industry (Appendix B2) of the workers. Compared to 1995, there was a considerable improvement in the probability of moving up in 2001 within all *occupations* and *industries*. Those who worked in professional/manager/scientist occupations had the highest probability of moving up (69%). In fact, professionals were more than twice as likely to move up as those in sales (32%) and services (34%). Those employed in clerical occupations also had a relatively high probability of moving up (50%). Those employed in business/professional/science services *industries* (66%) and manufacturing *industries* (52%) were significantly more likely to move up than workers in consumer services industries.

Those in large organizations (500+ people) were almost twice as likely (60%) to experience upward mobility than those in small (less than 20 workers) companies (38%). Full time (52%) and unionized workers (62%) were also significantly more likely to move up than their part-time (35%) and non-unionized (41%) counterparts (see Appendix B2).

5.3 Part-time workers

Part-time workers may be a particular group of concern to social and labour policy-makers, because they are more likely to receive a low wage and less likely to obtain non-monetary benefits of work such as insurance (e.g., extended medical, dental and/or life/disability insurance) (Marshall, 2003). Policy would differ for those workers who receive a low wage because they choose to work part-time versus those who are involuntarily relegated to part-time status. Thus, it would be helpful to know: (1) who are the part-time workers, and (2) why are they working part-time.

Considering all part-time workers in 1996, 87% were female (even though 78% of women worked full-time). The highest percentage of part-time workers was in consumer services (21%), in small (38%), service occupations (23%). Most families of part-time workers consisted of *married couples* either: with children (65%), with no children (11%), or with other relatives (9%). Of the part-time workers, approximately the same percentage of families had pre-school children (15%) as those without (12%).

Of those who worked part-time in 1996, almost half (45%) continued to work part-time in 2001, while 55% obtained full-time work in 2001. Most part-time workers in 1996 (83%) and 2001 (80%) did not have another job.

Considering the same part-time workers in 1996 and 2001, how did their reasons for working part-time change (see Table 1)? Low paid part-time workers in this study faced

[7] Source: CANSIM II Table 282-0055 - Labour force survey estimates (LFS) estimates by economic region; Alberta, Ontario and Canada; Employment (Persons x 1,000).

particularly difficult times when it came to pay and moving up. Of note, is the fact that in 1996, 60% of people in low-paid part-time jobs wanted a full-time job but were unable to find one. This decreased to 33% in 2001, but inability to find a full-time job still remained the most important reason for working part-time in both years. This group provides cause for concern because they worked part-time involuntarily and suffered low wages as a result. Moreover, they remained trapped in part-time work 5 years later even though they wanted to work full-time. Part-time work is not problematic for all workers. Low-paid individuals also worked part-time in 1996 and 2001 because they did not want full-time work (17% and 20%), or they wanted to care for family members (i.e., children or other relatives - approximately 7% in both 1996 and 2001). Of note is the considerable increase in people working part-time to respond to family responsibilities (4% and 17%).

Table 1. How did the reasons for working part-time in 1996 change in 2001?

Reasons	Year	
	1996	2001
Unable to find full-time work	59.6%	32.8%
Did not want full-time work	17.3%	19.6%
Other family responsibilities	4.4%	17.0%
Caring for family members	6.6%	7.2%
Did work full-time (but it was less than 30 hrs/week)	11.7%	21.6%
Own illness/disability	0.4%	1.9%
Total	**100%** **431,727**	**100%** **53,361**

5.4 Is it better to keep the same job or get a new one?

Several transition variables were also explored for their contribution to the upward mobility of low paid workers. Again, to replicate the Drolet and Morissette (1998) study, three logistic regression models were computed to predict the probability of moving up. In each model a different measure of job change was used. In the first model (Appendix B3), if an individual's main job in 1996 was different from his main job in 2001, the individual was flagged as having changed jobs. This is a dichotomous (yes/no) variable. The results indicated that in Model 1, workers who changed jobs or remained in the same job were just as likely to move up (47% and 46% respectively).

For those workers who changed union status from being non-unionized in 1996 to unionized in 2001, they had a 64% probability of moving up (Model 1, Appendix B3). This finding applies to a relatively small number of low paid workers because only 16% changed union status in this way.

Similarly, the low paid workers who were working in a small firm (less than 20) in 1996 and a large firm (500+ workers) in 2001, had a 60% probability of moving up (Model 1, Appendix B3). This finding applies to 40% of the workers who experienced such a change in firm size.

A possible problem with the measure of job change in Model 1 was that it was too general to reflect detailed information regarding moving up. That is, one would expect that the *reasons* why a person leaves a job would have an impact on their future salary. For example, those who have been fired may face more difficulty experiencing upward mobility, while people who leave an organization voluntarily may be more likely to experience upward mobility. Likewise for a person who continues to work for the same employer, what happens at their job may influence moving up. For example, one would expect that those who continue at the same job but change duties (e.g., a promotion), would be more likely to experience upward mobility than someone who continues doing the same job and has the same duties. Models 2 and 3 (Appendices B4 and B5) used different measures of "job change" to further explore the impact of this variable on upward mobility.

In the second model (Appendix B4), the same controls were included for *personal characteristics*, *job attributes* and *transitions* (i.e., job change, moving from a non-unionized to a unionized organization, and moving from a small firm to a large firm), as in the previous logistic regression (see Appendices B1 and B2). However, for those who kept the same job, they were divided into (1) duties changed and (2) duties stayed the same. The findings suggested that employees were most likely to experience the benefits of upward mobility if they were performing new duties within the same job (56% probability of moving up). They may have taken on new responsibilities or experienced a promotion, for example. Such individuals experienced a 1.4 times higher probability of moving up than those who kept the same job and same duties, and a 1.2 times higher probability than those who changed employers (47%).

In the third model (Appendix B5), once again the same controls were included but those who kept the same job were divided into (1) those who increased their work hours by 5 or more hours per week between 1996 to 2001, and (2) "others", those whose work hours did not increase oy at least 5 hours per week. The findings suggested that those who kept the same employer but increased their work hours by at least 5 hours per week were the most likely to move out of low paid work (59%). They were also 1.5 times more likely to move up than those who did not increase their work hours.

In sum, the findings regarding job change in these three models (Appendices B3, B4 and B5) generally suggest that the upward mobility of Canadians is just as likely whether an individual keeps his/her job or changes jobs. However, individuals are more likely to move up if they experience a move to a large (500+ people), and/or unionized organization. Individuals who remained in the same job were likely to experience upward mobility if they reported a change in duties and/or worked at least 5 or more additional hours per week.

5.5 Comparing the 'Moving Up' findings of 1995 and 2001[8]

Drolet and Morissette (1998) researched workers who moved up after a period of 2 years (panel 1 of SLID - 1993 to 1995), and this study followed workers after a period of 5 years (panel 2 of SLID - 1996 to 2001). Thus, a comparison of the movement out of low paid work can be made for the years 1995 and 2001. Both 1995 and 2001 were periods of economic growth. Given the longer time period of the current study, and the relatively lower unemployment rate, it was expected that workers would be more likely to move up in 2001 as compared with those in 1995. In fact, workers in the current study were more than 3 times as likely to move up overall (46%) as compared with those in 1995 (15%) (Appendix B1). The other predictor variables outlined in Appendices B1, B2, B3, B4 and B5, indicated that, depending on the characteristics, workers were also 2 to 5 times more likely to move up in 2001 than they were in 1995.

In the Drolet and Morissette (1998) study, age did not impact the probability of moving up, however, in the current study, the youngest workers were more likely to move up (59% probability) between 1996 and 2001, relative to the other age groups. Considering education, those with a university degree were most likely to move out of low paid work in both 1995 and 2001. However, having some post secondary education was more beneficial for escaping low paid work in 2001 than it was in 1995, where the outcome did not significantly differ from those with high school or less (Appendix B1). In the current study, women, regardless of family composition, were among those who experienced the most difficulty moving up. However, in the Drolet and Morissette (1998) study, it was female lone-parents.

Bearing in mind the workers' occupation, those in sales and services were most likely to experience difficulties moving up, while those in professional/manager/scientist occupations were most likely to move up in both 1995 and 2001 (Appendix B1). The industry variables were somewhat difficult to compare because the definitions of the industries could not be identically replicated. Although industry comparisons should be interpreted with caution, it is notable that those in the public services were among the most likely to move out of low paid work in 1995, but in 2001 they were among those who were least likely to move up (Appendix B2). Workers in large firms, with full-time, unionized positions were the most likely to move up in both 1995 and 2001 (Appendix B2)

Those living in Ontario were among the workers most likely to move up in both 1995 and 2001 (along with Alberta in 2001) (Appendix B1). While low paid workers in British

[8] It is important to note that some of the comparisons between variables in the current study and the Drolet and Morissette study should be interpreted cautiously because of differences in operational definitions. This includes the three variables previously mentioned in Section 4.6: Probability of low weekly earning comparing 1993 and 1995 (i.e., family type/sex, industry, and the deletion of age group 55-60). It also includes one of the "job change" transition variables (see Appendix B4, Model 2). In the Drolet and Morissette study, "job change" was separated into: (1) lay-off/dismissal, (2) quit, and (3) other; and two types of "no job change" included: (1) change in duties, and (2) no change in duties. Since the definitions provided in the Drolet and Morissette article were not specific enough to enable an accurate replication, a decision was made to simply examine three categories in the current study: (1) "employer change"; and two categories for the "same employer" (1) same employer - different duties, and (2) same employer - same duties.

Columbia were among the most likely to move up in 1995, in 2001 those from British Columbia were among the least likely to move up (along with Quebec, Manitoba/Saskatchewan, and the Atlantic provinces). In British Columbia this may be explained by the fact that during the 1993-1995 period employment growth was very strong (i.e., average of 3.4% change per year). Conversely, during 1996-2001, growth was relatively weak (average 1.4% change per year), perhaps as a result of forestry problems and the collapse of the Asian economy[9].

Most of the findings regarding the transition variables were similar in both the current study and the Drolet and Morissette (1998) study. However, one difference in the transition variable findings was that although there was a significant difference between those who changed jobs by 1995 and those who did not, in 2001, whether a person changed jobs or remained in the same job did not differentially impact moving up.

6. Summary & Conclusion

It is fairly well-known that young people who are less educated, work part time, in services occupations, in small, non-unionized firms, are more likely to have low weekly earnings. We know much less, however, about who moves up and who tends to remain trapped in low-paid work. One goal of this study was to address that question.

Approximately 46% of the low paid workers in the current study experienced upward mobility. These people were more likely to be young (16-24), males, in professional occupations in business/science-related industries, in large unionized firms, residing in Ontario or Alberta. On the surface it appeared as though workers who changed jobs or remained in the same job were equally likely to move up. However, a closer examination of *job change* was more revealing. That is, it was beneficial to change jobs when workers moved to a large (500+ workers) and/or unionized organization in 2001. Remaining in the same job did not preclude upward mobility if the worker changed their duties and/or worked 5 or more extra hours per week.

Half (53%, or approximately 897,400) of low-paid Canadian workers in 1996 remained in low-paid employment 5 years later. Most often, these workers were older, less educated women who worked part-time in sales. The firms where these employees worked were less likely to be unionized and more likely to be small (less than 20 people).

Sex differences were identified in this study, even when a number of important variables were held constant (e.g., age, education, occupation, and part-time status). That is, women were much more likely to receive low pay, and were much less likely to move up relative to men. Nevertheless, there were some circumstances that were more favourable for women. For example, women were less likely to be in low paid work relative to the overall incidence (31%) when they obtained a university degree, and/or worked in a large organization (500+ workers). It also appeared as though the best jobs for women in terms

[9] Source: CANSIM II Table 282-0055 - Labour force survey estimates (LFS) estimates by economic region; British Columbia; Employment (Persons x 1,000).

of financial gain were in professional/science occupations, in the public service, and in professional/science industries.

The results regarding the low paid workers in the Drolet and Morissette (1998) study were similar to those of the current study. In general, the probability of being in low paid work has generally become much higher for men in 1996 (current study) than it was in 1993 (Drolet & Morissette study). However, financial conditions appeared to improve for male part-time workers who had an 86% probability of being low paid in 1993 and a 69% probability in 1996. Contrary to the men, conditions for the women generally seemed to have improved. For example, in the consumer services industry women saw a 20 percentage-point decrease in the probability of being low-paid in 1996 (45%) relative to 1993 (65%).

When comparing upward mobility in 1995 with 2001, workers in the current study were more than 3 times as likely to move up, overall (46%), as compared with those in 1995 (15%). Most of the findings were similar except that workers in the public services industry were among the most likely to move up in 1995, but in 2001 they were among the least likely to move up. Regional differences were also noticeable. That is, low paid workers in British Columbia were among the most likely to move up in 1995, but among the least likely to move up in 2001. The increased upward mobility in British Columbia in 1995 may have possibly been due to an economy that was stronger that the national average, while the difficulty moving up in 2001 may have been related to forestry issues and the economic decline in Asia. Finally, although job change was a significant predictor of moving up in 1995, in 2001, those who changed jobs were not significantly more likely to move up than those who remained in the same job.

It is important to note that "low weekly wages" was defined a particular way in this study, and how this variable was defined may lead to different conclusions regarding the number of people who were identified as receiving "low pay". One limitation of this study was the sole use of wage information because it does not reflect the non-dollar benefits of employment, such as extended health insurance. Moreover, wages only signify one part of a person's income. For example, we have not considered investment income, government transfer, or income from other family members. Although it is likely that the low paid workers in this study were financially strained, we cannot necessarily make that assumption. What if the person's spouse or other family members had a high paying job? An exploration of the economic family[10] income of the low-paid workers in 1996 indicated that 80% fell below Statistics Canada's Low Income Cutoffs. Thus, these low paid workers generally lived in low income families.

Another limitation of the current study is that the workers were compared at two distinct points in time. The focus was not on changes that may have occurred between these points in time. For comparison purposes, future research may benefit from exploring changes in low-paid work throughout the entire time period.

---

[10] An *economic family* refers to a group of two or more people who live together and are related to each other by blood, marriage, common-law or adoption (2001 Census Dictionary – Internet Version. Statistics Canada Catalogue No. 92-378).

A third limitation is that this study explores full-time and part-time workers together. There are analytical considerations associated with including part-time employees. For example, there may be some whose hourly wage is quite high, but if they are not working very many hours in the week they could appear to be in low paid work. Furthermore, this study found that there has been an important decrease in the probability of workers who worked part-time because they could not find a full-time job (Table 1). This suggests that there may be fewer part-time workers who feel trapped in part-time work. To address these limitations, an upcoming study explores full-time workers only.

The findings suggest several other important avenues for future research. For example, since remaining in the same job did not preclude upward mobility, exploring the impact of other changes within one's job, such as gaining work experience and seniority, would be important to investigate. To provide further insight regarding the observed sex differences, it would be interesting to explore the impact that having a family has on upward mobility. Since the current study was unable to explain whether there were differences between workers in terms of how long it takes them to move out of low paid work, future research could investigate whether those who are fired take longer to experience upward mobility relative to those who are laid off or quit their jobs, for example.

Several other important factors related to low pay and upward mobility remained unexamined due to sample size issues, including: visible minority status, health, family income, and physical abilities. By combining different panels of SLID respondents, the contribution of such variables could be explored in future research.

References

Drolet, M. 1999. *The Persistent Gap: New Evidence on the Canadian Gender Wage Gap*. Analytical Studies Branch Research Paper Series. Statistics Canada Catalogue no. 11F0019MIE, no.157.

Drolet, M. and R. Morissette, R. 1998. *The Upward Mobility of Low Paid Canadians: 1993–1995*. Income Research Paper Series. Statistics Canada Catalogue no. 75F0002MIE1998007.

Gunderson, M. 1998. *Women and the Canadian Labour Market: Transitions Towards the Future*. 1991 Census Monograph Series. Statistics Canada Catalogue no. 96-321-MPE, no.2.

Heisz, A., A. Jackson, and G. Picot. 2002. *Winners and losers in the labour market of the 1990s*. Analytical Studies Branch Research Paper Series. Statistics Canada Catalogue no. 11F0019MIE2002184.

Marshall, K. 2003. "Benefits of the job." *Perspectives on Labour and Income*. 15, 2. Statistics Canada Catalogue no. 75-001- XPE20030026515.

Sargent, T. C. 2000. "Structural unemployment and technological change in Canada, 1990–1999." *Canadian Public Policy*. 26: S1069–23.

Statistics Canada. 2002. *Women in Canada: Work Chapter Updates*. Housing Family and Social Statistics Division. Statistics Canada Catalogue no. 89F0133XIE. April.

Statistics Canada. 2003. Survey of Labour and Income Dynamics: A Survey Overview. Income Statistics Division. Statistics Canada Catalogue no. 75F0011XIE.

Appendix A1: Worker characteristics and low weekly earnings

Worker Characteristics in 1996	Incidence of low earnings, 1996			Probability of low earnings[11]					
	All	Men	Women	All		Men		Women	
				1996	1993[12]	1996	1993	1996	1993
Total Overall	30.9	21.8	41.1	25.7	16	17.0	7	39.4	36
Age									
16-24	69.1	64.0	75.6	60.2	55	47.4	38	74.0	71
25-34	31.0	21.6	42.4	27.3	19	17.8	9	42.4	41
35-44	25.8	15.6	37.0	21.0	13	13.1	5	33.3	32
45-50	26.1	16.9	35.1	22.7	19	15.8	6	34.9	NA
Education									
High school or less	41.4	31.0	54.3	36.0	23	24.2	11	52.2	46
Some post secondary (no degree)	30.3	20.6	40.6	25.3	16	16.4	7	39.8	37
University degree	14.6	7.9	21.3	13.5	8	8.8	3	21.5	20
Sex									
Men	21.8	21.8	NA	19.4	NA	17.0	NA	--	NA
Women	41.1	NA	41.1	34.3	NA	--	NA	39.4	NA
Occupation									
Professionals, scientists	20.3	21.1	26.9	18.6	9	13.0	5	27.4	21
Clerical	39.9	34.6	41.3	25.8	19	22.9	10	36.5	41
Sales	45.9	35.2	55.2	28.3 n.s	24	20.2	10	41.8	54
Services	63.4	42.9	82.3	56.2	41	36.4	22	78.2	65
Manual labour	25.9	21.2	57.4	27.0 n.s	19	15.7	6	66.5	60
Region									
Atlantic	39.3	26.4	51.9	36.3	31	22.4	11	55.7	62
Quebec	32.2	23.9	42.2	29.4	20	19.8 n.s	9	43.5	39
Ontario	27.7	19.2	37.1	22.0	13	14.6	5	34.0	30
Manitoba & Saskatchewan	38.4	26.8	50.0	33.0 n.s	31	20.2 n.s	12	53.8 n.s	57
Alberta	34.6	22.6	47.5	28.9	13	18.1 n.s	5	45.2 n.s	39
British Columbia	26.8	19.8	34.5	19.7	10	14.5	5	27.0	24
Weighted Sample	**5,511,080**	**2,907,762**	**2,603,318**	**5,511,080**	NA	**2,907,762**	NA	**2,603,318**	NA
Unweighted Sample	**6195**	**3133**	**3062**	**6195**	**7305**	**3133**	**3800**	**3062**	**3505**

☐ Indicates the reference group for the logistic regression

n.s. refers to the *b*'s (explanatory variables) in the logistic model that did not significantly differ from the highlighted reference group with $\alpha = 0.05$.

NA Not Applicable or Not Available—either the data is not applicable for comparison (e.g., in a regression of only men the data for women is not applicable), or it is not comparable because the variables in the current study differ from those in the Drolet & Morissette (1998) study.

[11] A logit model was used to estimate the probability of having low weekly earnings in 1996. Controls were included for personal characteristics age, education, sex, occupation, and region, and job attributes industry, part-time status, firm size and union status. The probability of having low weekly earnings in 1996 was calculated conditional on the mean values of the explanatory variables and coefficients.

[12] The 1993 data are from a logistic regression computed by Drolet and Morissette (1998).

Appendix A2: Job Characteristics and low earnings

Job Characteristics in 1996	Incidence of Low Earnings, 1996			Probability of low earnings[13]					
				All		Men		Women	
	All	Men	Women	1996	1993[14]	1996	1993	1996	1993
Total Low Earners	30.9	21.8	41.1	25. 7	16	17.0	7	39.4	36
Industry									
Goods producing	14.2	11.1	34.4	11.7	15	7.5	5	27.5	30
Distributive services	37.3	27.0	51.2	32.9[n.s]	NA	22.4[n.s]	NA	48.7[ns]	NA
Business/Prof/ Science	26.6	18.5	32.1	20.9	NA	16.9[n.s]	NA	31.3	NA
Consumer services	60.5	44.7	75.5	30.6	35	19.6	16	45.1	65
Public services	24.1	10.3	30.9	19.0	12	9.5	5	36.2	30
Manufacturing	27.2	22.2	42.2	35.1[n.s]	NA	23.7[n.s]	NA	36.4[n.s]	NA
Firm size									
Less than 20 workers	43.2	29.3	55.9	33.1	24	21.0	12	51.0	48
20-99	33.5	25.1	43.0	28.0	24	19.1[n.s]	12	41.3	48
100-499	21.9	13.9	32.4	20.4	17	13.1	6	32.1	39
500+	16.4	13.7	19.5	17.9	12	13.9	5	24.0	28
Status									
Full-time job	24.1	20.3	29.4	19.4	10	16.1	6	23.8	19
Part-time job	81.5	71.9	83.0	84.1	86	68.6	86	89.9	91
Union Status									
Unionized	20.1	14.0	27.4	18.7	9	12.9	3	28.0	25
Non-unionized	38.3	27.2	50.2	31.5	24	20.5	12	47.6	46
Weighted Sample Size	5,511,080	2,907,762	2,603,318	5,511,080	NA	2,907,762	NA	2,603,318	NA
Unweighted Sample Size	**6195**	**3133**	**3062**	**6195**	**7305**	**3133**	**3800**	**3062**	**3505**

☐ Indicates the reference group for the logistic regression

n.s. refers to the *b*'s (explanatory variables) in the logistic model that did not significantly differ from the highlighted reference group with $\alpha = 0.05$.

NA Not Applicable or Not Available—either the data is not applicable for comparison (e.g., in a regression of only men the data for women is not applicable), or it is not comparable because the variables in the current study differ from those in the Drolet & Morissette (1998) study.

[13] A logit model was used to estimate the probability of having low weekly earnings in 1996. Controls were included for personal characteristics age, education, sex, occupation, and region, and job attributes industry, part-time status, firm size and union status. The probability of having low weekly earnings in 1996 was calculated conditional on the mean values of the explanatory variables and coefficients.

[14] The 1993 data are from a logistic regression computed by Drolet and Morissette (1998).

Appendix B1: Worker characteristics and moving out of low earnings

Personal Characteristics in 1996	Incidence 2001	Probability[15] 2001	Probability[15] 1995[16]
Total Moved Up	47.4	46.4	15
Age			
16-24	58.0	58.7	16
25-34	48.6	45.4	16
35-44	43.0	43.5	16
45-50	42.7	41.3	NA
Highest level of education			
High school or less	39.2	37.7	15
Some post secondary education	51.0	50.2	15
University degree	69.7	69.3	21
Sex			
Men	68.2	71.6	NA
Women	35.0	31.5	NA
Occupation			
Professionals/managers,/ scientists	64.6	69.4	24
Clerical	40.3	50.1	17
Sales	32.6	31.7	11
Services	30.6	33.7	11
Manual labour	55.5	35.4	14
Region			
Atlantic	41.4	40.5	8
Quebec	41.4	34.3 n.s.	15
Ontario	52.6	56.5	20
Manitoba & Saskatchewan	43.6	40.8 n.s.	8
Alberta	51.1	56.0	15
British Columbia	50.3	46.3 n.s.	20
Weighted Sample Size	1,705,274	1,705,274	NA
Unweighted Sample Size	**2,016**	**2,016**	2188

☐ Indicates the reference group for the logistic regression

n.s. refers to the *b*'s (explanatory variables) in the logistic model that did not significantly differ from the highlighted reference group with $\alpha = 0.05$.

NA Not Applicable or Not Available—either the data is not applicable for comparison (e.g., in a regression of only men the data for women is not applicable), or it is not comparable because the variables in the current study differ from those in the Drolet & Morissette (1998) study.

[15] A logit model was used to estimate the probability of moving out of low weekly earnings from 1996 to 2001. Controls for personal characteristics personal characteristics age, education, sex, occupation, and region, and job attributes industry, part-time status, firm size and union status, transition variables job change, move from a small firm <20 workers to a large firm 500+ workers, and move from a non-unionized to a unionized job. The probability of moving out of low weekly earnings in 2001 was calculated conditional on the mean values of the explanatory variables and coefficients.

[16] The 1995 data are from a logistic regression computed by Drolet and Morissette (1998).

Appendix B2: Job Characteristics and moving out of low earnings

Job Characteristics in 1996	Incidence 2001	Probability[17] 2001	1995[18]
Total Moved Up	47.4	46.4	15
Industry			
Goods producing sector	62.3	55.3 n.s.	19
Distributive services	43.3	43.2 n.s.	NA
Business, Professional, Science services	58.5	66.0	NA
Consumer services	30.7	39.9	11
Public services	51.8	44.6 n.s.	19
Manufacturing	56.9	52.4	NA
Firm size			
Less than 20 workers	37.7	38.3	16
20-99	48.5	49.5	12
100-499	55.1	54.2	16
500+	70.3	60.0	16
Status			
Full-time job	53.2	51.8	NA
Part-time job	34.7	35.1	NA
Union Status			
Unionized	60.8	62.2	23
Non-unionized	42.1	40.7	13
Weighted Sample Size	1,705,274	1,705,274	NA
Unweighted Sample Size	**2,016**	**2,016**	2188

☐ Indicates the reference group for the logistic regression

n.s. refers to the *b*'s (explanatory variables) in the logistic model that did not significantly differ from the highlighted reference group with $\alpha = 0.05$.

NA Not Applicable or Not Available—either the data is not applicable for comparison (e.g., in a regression of only men the data for women is not applicable), or it is not comparable because the variables in the current study differ from those in the Drolet & Morissette (1998) study.

[17] A logit model was used to estimate the probability of moving out of low weekly earnings from 1996 to 2001. Controls for personal characteristics personal characteristics age, education, sex, occupation, and region, and job attributes industry, part-time status, firm size and union status, transition variables job change, move from a small firm <20 workers to a large firm 500+ workers, and move from a non-unionized to a unionized job. The probability of moving out of low weekly earnings in 2001 was calculated conditional on the mean values of the explanatory variables and coefficients.

[18] The 1995 data are from a logistic regression computed by Drolet and Morissette (1998).

Appendix B3: Job Changes and moving out of low earnings (Model 1)

Transition Variables[19]	Incidence	Probability[20]	
	2001	2001	1995[21]
Total Moved Up	47.4	46. 4	15
Job Change?			
Yes	46.9	46.8	19
No	48.1	45.9 n.s	13
Union Status Change			
Non-unionized in 1996 and unionized in 2001	59.8	63.6	27
Other	45.8	44.2	15
Firm Size Change			
Worked in a small firm 1996, and a large firm 2001	51.7	59.7	15
Other	46.6	43.8	15
Weighted Sample Size	1,705,274	1,705,274	NA
Unweighted Sample Size	**2,016**	**2,016**	2188

☐ Indicates the reference group for the logistic regression

n.s. refers to the *b*'s (explanatory variables) in the logistic model that did not significantly differ from the highlighted reference group with $\alpha = 0.05$.

NA Not Applicable or Not Available—either the data is not applicable for comparison (e.g., in a regression of only men the data for women is not applicable), or it is not comparable because the variables in the current study differ from those in the Drolet & Morissette (1998) study.

[19] For definitions of these transition variables see Appendix D.

[20] A logit model was used to estimate the probability of moving out of low weekly earnings from 1996 to 2001. Controls for personal characteristics personal characteristics age, education, sex, occupation, and region, and job attributes industry, part-time status, firm size and union status, transition variables job change, move from a small firm <20 workers to a large firm 500+ workers, and move from a non-unionized to a unionized job. The probability of moving out of low weekly earnings in 2001 was calculated conditional on the mean values of the explanatory variables and coefficients.

Since Models 1, 2, and 3 produced similar results for the personal characteristic, job characteristic and transition variables, Appendices B3, B4 and B5 only present the incidence and probability rates related to the different job change (and same job) variables.

[21] The 1995 data are from a logistic regression computed by Drolet and Morissette (1998).

Appendix B4: Job change/ changes in duties and moving out of low earnings (Model 2)

Transition Variables	Incidence 2001	Probability[22] 2001	1995[23]
Total Moved Up	47.4	46.4	15
Type of job change			
Changed employers	46.9	46.9 n.s	NA
Same employer – Duties changed	57.3	56.1	23
Same employer – Duties remained the same	44.5	41.5	14
Weighted Sample Size	1,705,274	1,705,274	NA
Unweighted Sample Size	2,016	2,016	2188

☐ Indicates the reference group for the logistic regression

n.s. refers to the *b*'s (explanatory variables) in the logistic model that did not significantly differ from the highlighted reference group with $\alpha = 0.05$.

NA Not Applicable or Not Available—either the data is not applicable for comparison (e.g., in a regression of only men the data for women is not applicable), or it is not comparable because the variables in the current study differ from those in the Drolet & Morissette (1998) study.

[22] A logit model was used to estimate the probability of moving out of low weekly earnings from 1996 to 2001. Controls for personal characteristics personal characteristics age, education, sex, occupation, and region, and job attributes industry, part-time status, firm size and union status, transition variables job change, move from a small firm <20 workers to a large firm 500+ workers, and move from a non-unionized to a unionized job. The probability of moving out of low weekly earnings in 2001 was calculated conditional on the mean values of the explanatory variables and coefficients.

[23] The 1995 data are from a logistic regression computed by Drolet and Morissette (1998).

Appendix B5: Job change /change hours and moving out of low earnings (Model 3)

Transition Variables	Incidence 2001	Probability[24] 2001	1995[25]
Total Moved Up	47.4	46.4	15
Change number of work hours?			
Changed employers	46.9	46.7	19
Same employer			
Same employer – increase hours 5+ hours/week	50.0	59.1	30
Same employer – "other" work hours did not increase by at least 5	47.2	40.3	9
Weighted Sample Size	1,705,274	1,705,274	NA
Unweighted Sample Size	**2,016**	**2,016**	2188

☐ Indicates the reference group for the logistic regression

n.s. refers to the *b*'s (explanatory variables) in the logistic model that did not significantly differ from the highlighted reference group with $\alpha = 0.05$.

NA Not Applicable or Not Available—either the data is not applicable for comparison (e.g., in a regression of only men the data for women is not applicable), or it is not comparable because the variables in the current study differ from those in the Drolet & Morissette (1998) study.

[24] A logit model was used to estimate the probability of moving out of low weekly earnings from 1996 to 2001. Controls for personal characteristics personal characteristics age, education, sex, occupation, and region, and job attributes industry, part-time status, firm size and union status, transition variables job change, move from a small firm <20 workers to a large firm 500+ workers, moving from a non-unionized to a unionized job, and weekly earnings in 1996. In this model, workers with low weekly earnings in 1996 who did not change jobs were categorized as either: 1 those who increased their work hours by 5 or more hours per week from 1996 to 2001, or 2 "others", those whose work hours did not increase by at least 5 hours per week.

The probability of moving out of low weekly earnings in 2001 was calculated conditional on the mean values of the explanatory variables and coefficients.

[25] The 1995 data are from a logistic regression computed by Drolet and Morissette (1998).

Appendix C: Change in Sample Size

Group 1: Workers

Sample Selection Criteria	Resulting Sample Size
Sample in 1996 (person-jobs, which means every person and all the jobs for each person)	55,753
Longitudinal respondents surveyed in both 1996 & 2001	33,946
Labour force status -employed in both Dec. 1996 & Dec. 2001 -main activity is full-time or part-time employee	20,846
Select only the main job for each person in 1996 & 2001 (gets rid of multiple jobs)	11,075
Age 16-50 in 1996	9,836
Not enrolled in school full-time	8,811
Exclude those who are: -self-employed -employed in agriculture, fishing, hunting, or trapping in 1996 & 2001	8,308
Include only those who reported hours of work and wage data for both 1996 & 2001	6,195

Group 2: Low Paid Workers

Sample Selection Criteria	Resulting Sample Size
Begin with Sample 1 (above)	6,195
Included only those who were low paid in 1996	2,016

Appendix D: Definitions

The main rationale for the selection of the following variables was to maintain consistency with past research (Drolet & Morissette, 1998), thus allowing for a comparison of the findings.

Industries: The industry codes in SLID are of the employer and are based on the North American Industry Classification System (NAICS) (this was the variable *nai3g10*), it corresponds to the grouping also known as NAICS (20). This variable had 16 industry codes which were further grouped into 6 industries for the purposes of this study:

Goods producing[26]—includes agriculture, fishing, trapping, forestry, mining, oil and gas, and construction,

Distributive services[27]—transportation and storage, communication, other utilities industries, trade, information, culture and recreation,

Business, Professional & Science services[28]—finance, insurance, real estate, business service industries, professional (e.g., lawyers, accountants), scientific and technical services (e.g., computer systems design),

Consumer services[29]—management, administration, and other support, retail trade, accommodation, food and beverage services, and *other* service industries,

Public services[30]—government, education, health, social services, and public administration, and

Manufacturing[31]—manufacturing industries (e.g., food, clothing and other manufactured products).

Job Status: Did the individual work full- or part-time? One reason for including both full- and part-time workers was to maintain consistency with past research (Drolet & Morissette, 1998). Part-time workers were also included because they tend to differ in important ways from full-time workers. They are less likely to obtain some of the non-monetary benefits of work such as insurance (e.g., extended medical, dental and/or life/disability insurance), and employer sponsored retirement plans (e.g., registered pension plans) (Marshall, 2003). Thus, it is important to include part-time workers in research so that we are better able to understand the situation of this type of disadvantaged worker.

---

[26] Goods-producing—NAICs codes: 1100-1129, 1151-1152, 1131-1142, 1153, 2100-2131, 2311-2329.
[27] Distributive services—NAICs codes: 2211-2213, 4111-4543, 4811-4931, 5111-5142, 7111-7139.
[28] Business, Professional & Science-- NAICs codes: 5211-5331, 5411-5419.
[29] Consumer services— NAICs codes: 5511-5629, 7211-7224, 8111-8141.
[30] Public services— NAICs codes: 6111-6117, 6211-6244, 9110-9191.
[31] Manufacturing— NAICs codes: 3111-3399.

Occupations:[32] The occupation grouping was based on the respondent's job at the end of the reference year (the major groups were defined in Standard Occupational Classification based on 1980 classification).If the job ended during the year, it refers to the occupation group at the end of the employment spell.
Five occupations were used in this study:

Professionals, managers, scientists – include managerial, administrative and related occupations; occupations in: natural sciences, engineering and mathematics; social sciences and related fields; religion; teaching and related occupations; medicine and health; and artistic, literary, recreational and related occupations.

Clerical-- Clerical and related occupations (e.g., clerks, stenographers, bookkeeping, data processing and material recording, reception, information, mail other clerical operations).

Sales--Sales occupations.

Services-- Service occupations (e.g., food and beverage related, occupations in lodging and other accommodation, apparel and furnishing service occupations.

Manual labour—includes horticultural and animal husbandry occupations; forestry and logging; mining and quarrying; processing; machining and related occupations; product fabricating; assembling and repairing occupations; construction trades occupations; transport equipment operating occupations; material handling and related occupations; and other crafts and equipment operating occupations.

Transition Variables:

Job Change--was defined three different ways in the logit models for moving up:

Model 1: Person had a different main job in 2001 than in 1996.

Model 2: Those who remained with the same employer were divided into (1) duties changed and (2) duties stayed the same.

Model 3: Those who remained with the same employer were divided into (1) those who increased their work hours by 5 or more hours per week from 1996 to 2001, and (2) "others", those whose work hours did not increase by at least 5 hours per week (Appendix B5).

Union Status Change—identifies workers who were not covered by a collective agreement, nor were they employed in a unionized organization in 1996, but by 2001 they were either covered by a collective agreement or they moved to a unionized organization.

Firm Size Change—identifies workers who were in a small firm (less than 20 people)

[32] Since the number of occupations included within each of these categories is too numerous to mention, the interested reader is encouraged to refer to Statistics Canada (2003). "Survey of Labour and Income Dynamics – A survey overview," Catalogue No. 75F0011XIE.

in 1996, but by 2001 either they moved to a large firm (500 or more people), or their organization grew to have 500 or more workers.

Unionized Workers—workers who were covered by a collective agreement regardless of whether they were a union member or not.

Wage: is the hourly wage for this paid worker's job at the end of the reference year or end of the job if it ended during the reference year. The amount includes tips, bonuses and commissions. Paid worker jobs with zero paid hours were assigned the value "not applicable". This rate is multiplied by the average usual hours the respondent worked per week in December to obtain a weekly wage.

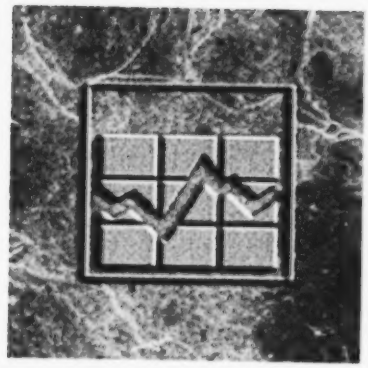
N° 75F0002MIF au catalogue — N° 003
ISSN: 1707-2867
ISBN: 0-662-76425-0

Document de recherche

Série de documents de recherche - Revenu

Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle

1996-2001



par Teresa Janz

Division de la statistique du revenu
Immeuble Jean-Talon, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1 613 951-7355

Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Veuillez communiquer avec les Services à la clientèle, Division de la statistique du revenu, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 ((613) 951-7355; (888) 297-7355: revenu@statcan.ca).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	**1 800 263-1136**
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	**1 800 363-7629**
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	**1 800 700-1033**
Télécopieur pour le Progamme des bibliothèques de dépôt	**1 800 889-9734**
Renseignements par courriel	**infostats@statcan.ca**
Site Web	**www.statcan.ca**

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit nº 75F0002MIF2004003 au catalogue est gratuit sur Internet. Les utilisateurs sont priés de se rendre à http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research_f.cgi.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.

Statistique Canada
Division de la statistique du revenu

Série de documents de recherche - Revenu

Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle

1996-2001

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Mars 2004

N° 75F0002MIF2004003 au catalogue

ISSN: 1707-2867

ISBN: 0-662-76425-0

Périodicité : Irrégulier

Ottawa

This publication is available in English upon request (Catalogue no. 75F0002MIE)

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Sommaire

Moins de la moitié des travailleurs canadiens qui avaient un emploi peu rémunéré en 1996 avaient réussi à améliorer leur sort en 2001, selon une étude dressant le portrait des personnes ayant connu une mobilité ascendante.

Cette étude, qui s'appuie sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), a montré qu'en décembre 1996, près du tiers des travailleurs canadiens, soit environ 1,7 million de personnes, exerçaient un emploi peu rémunéré.

En 2001, 47 % de ces travailleurs peu rémunérés, soit environ 800 000 personnes, avaient quitté ce genre d'emploi.

Les personnes qui touchaient un gain hebdomadaire inférieur à 410,70 $ à la fin de 1996 étaient considérées comme des « travailleurs peu rémunérés ». On juge qu'un travailleur peu rémunéré en 1996 a « gravi les échelons » si ses revenus hebdomadaires étaient passés à 496,86 $ par semaine en 2001. Ce niveau est environ 10 % supérieur à 451,69 $, le seuil de faible revenu de Statistique Canada pour une famille de deux personnes qui habitait dans une région urbaine d'au moins un demi-million d'habitants en 2001.

Les travailleurs peu rémunérés en 1996 étaient généralement de jeunes femmes qui avaient tout au plus un diplôme d'études secondaires. En général, les gens avec au plus un diplôme d'études secondaire avaient une incidence d'être peu rémunéré d'à peu prés trois fois plus grande que ceux qui avaient un diplôme universitaire. De plus, les travailleurs peu rémunérés occupaient souvent un poste à temps partiel dans les services ou dans le secteur de service aux consommateurs. Leur lieu de travail était généralement petit et non syndiqué, et elles habitaient les provinces de l'Atlantique, ou encore le Manitoba ou la Saskatchewan.

Les données de 1996 montraient que 41 % des femmes occupaient des emplois peu rémunérées, soit près du double de la proportion de 22 % observée chez les hommes.

Dans les petites entreprises, il y avaient une différence de 27 points de pourcentage entre les femmes et les hommes pour l'incidence du travail peu rémunérée. Pour les grandes entreprises, cette différence était de 6 points de pourcentage.

Les personnes qui avaient amélioré leur sort entre 1996 et 2001 avaient une plus grande probabilité d'être de jeunes hommes ayant fait des études universitaires qui exerçaient une profession libérale ou travaillaient dans un secteur professionnel. Le plus souvent, ceux-ci travaillaient à plein temps dans de grandes entreprises syndiquées et habitaient en Ontario ou en Alberta.

D'autres facteurs ont contribué à la mobilité ascendante : le passage d'une entreprise non syndiquée à une entreprise syndiquée, et le passage d'une petite entreprise (moins de 20 employés) à une grande entreprise (plus de 500 employés). Pour ceux qui restaient dans le même emploi, la mobilité ascendante était plus probable chez ceux qui augmentaient leurs heures de travail de cinq heures ou plus par semaine ou qui changeaient leurs fonctions.

Les personnes ayant un diplôme universitaire ou travaillant dans une grande entreprise étaient deux fois plus susceptibles d'avoir amélioré leur sort que celles ayant tout au plus un diplôme d'études secondaires.

De plus, les hommes étaient deux fois plus susceptibles d'améliorer leur sort que les femmes. Néanmoins, les femmes amélioraient beaucoup leurs chances de gravir les échelons si elles avaient obtenu un diplôme universitaire, travaillé dans une grande organisation, dans la fonction publique, exercé une profession libérable ou scientifique, ou travaillé dans un secteur professionnel ou scientifique.

Les quelque 900 000 travailleurs (53 %) qui sont demeurés dans un emploi peu rémunéré en 2001 étaient généralement des femmes âgées ayant tout au plus un diplôme d'études secondaires. Ces personnes travaillaient généralement à temps partiel dans une petite organisation non syndiquée.

Cette étude fait le point sur une étude semblable de Statistique Canada intitulée « La mobilité ascendante des bas salariés au Canada : 1993-1995 » par Drolet et Morisette (1998).

Il y a des réstrictions sur la comparabilité des conclusions de la présente étude et de la précédente étude de Drolet et Morisette. Les analyses ont eu lieu à des périodes différentes et sur une durée différente : 1996 – 2001 (l'étude actuelle) vs. 1993 – 1995 (ancienne étude). À cause de ces différences, on pourrait s'attendre à ce que les travailleurs de l'étude actuelle peuvent être plus susceptibles de quitter un emploi peu rémunéré, compte tenu de la plus longue période observée.

Selon la recherche de Drolet et Morissette, des modèles de régression logistique multivariée ont été employés pour prendre en compte les caractéristiques personnelles (âge, niveau d'instruction, sexe, profession et région) et les caractéristiques de l'emploi (secteur d'activité, travail à temps partiel, taille de l'entreprise et statut syndical). Des variables sur les transitions (changement d'emploi, changement de statut syndical, changement de la taille de l'entreprise) ont été aussi incluses dans le modèle afin de prévoir quels travailleurs gravissent les échelons.

Bien qu'il existe de nombreuses similitudes entre l'étude actuelle et celle de Drolet et Morissette, certaines différences sont importantes. Les hommes étaient deux fois

plus susceptibles de toucher un salaire faible en 1996 qu'en 1993 (17 % vs. 7 % respectivement.

Même si en 1996 la situation financière des femmes n'était pas aussi bonne que celle des hommes, quelques améliorations aux gains des femmes de 1993 sont remarquables. Par exemple, dans les secteurs des services de consommation, la probabilité d'être peu rémunéré en 1996 a diminué de 20 points par rapport à 1993.

Il est également intéressant de comparer les différences entre les études pour ce qui est des travailleurs qui ont amélioré leur sort. Comme on s'y attendait à cause de la plus longue période d'étude, les bas salariés dans l'étude actuelle (2001) avaient plus de trois fois plus de chances de gravir les échelons (46 %) que ceux de 1995 (15 %).

À l'inverse, certains travailleurs étaient moins susceptibles d'améliorer leur sort. Les bas salariés de la fonction publique ou de la Colombie-Britannique étaient les plus susceptibles de le faire en 1995 mais proportionnellement les moins nombreux à y parvenir en 2001. Enfin, bien que le changement d'emploi ait été un prédicteur important de l'ascension professionnelle en 1995, il ne l'était pas en 2001.

Remerciements

La version antérieure du présent document a été rédigée pour l'Atelier d'interprétation de données de Statistique Canada. Nous remercions les personnes qui ont collaboré aux versions antérieures du document ou qui ont été consultées sur la méthodologie, notamment :

René Morissette, économiste principal, Analyse des entreprises et du marché du travail

Division de la statistique du revenu (en ordre alphabétique)
Claude Dionne
Phil Giles
Gaetan Garneau
Sylvie Michaud
Boris Palameta
Preston Poon
Willa Rea

D'autres employés de Statistique Canada
Marc Frenette, AEMT
Christian Houle, gestionnaire, Atelier d'interprétation de données
Owen Phillips, DMES
Georgia Roberts, DMES
Deborah Sunter, DST
Pierre Turcotte, DSSLF
Ted Wannel, DAEMT

Bien entendu, toutes les erreurs qui restent sont les miennes.

Table des matières

1. Introduction 9

2. Source des données et échantillon 11

3. Méthodologie 12

3.1 Définitions choisies 12

3.2 Régression logistique 13

4. Résultats I : Incidence et probabilité de l'emploi peu rémunéré 15

4.1 Incidence des faibles gains et du niveau d'instruction 15

4.2 L'incidence de la rémunération faible diminue avec l'âge 16

4.3 L'incidence de la rémunération faible était supérieure dans la région du Manitoba et de la Saskatchewan et dans les provinces atlantiques 17

4.4 L'incidence de la rémunération faible était plus élevée dans les petites entreprises non syndiquées, les emplois liés aux services et le secteur des services de consommation .. 18

4.5 Probabilité des faibles gains hebdomadaires : comparaison entre 1993 et 1996 21

5. Résultats II : Qui a quitté un emploi peu rémunéré? 23

5.1 Les hommes sont plus susceptibles que les femmes de sortir d'un emploi peu rémunéré 23

5.2 Les caractéristiques personnelles et de l'emploi influent sur la probabilité de l'ascension professionnelle 23

5.3 Travailleurs à temps partiel 24

5.4 Vaut-il mieux garder le même emploi ou en décrocher un autre? 26

5.5 Comparaison des constatations sur l'« ascension professionnelle » de 1995 et 2001 28

6. Résumé et conclusion 29

Références 33

Annexes 34

1. Introduction

Certains groupes de travailleurs sont-ils écartés du marché du travail actuel? Les gens ont-ils tendance à rester pris avec un emploi peu rémunéré ou ce genre de travail est-il simplement une transition vers un emploi plus payant?

On craint en général que la qualité des emplois sur le marché du travail canadien soit à la baisse. Les progrès technologiques favorisent les travailleurs plus instruits, alors que ceux qui ont moins d'instruction risquent davantage d'être au chômage. On note également d'autres faits moins favorables concernant le marché du travail, à savoir la variation minime des taux de salaire minimum depuis les années 80 et la réduction du taux de syndicalisation (Sargent, 2000).

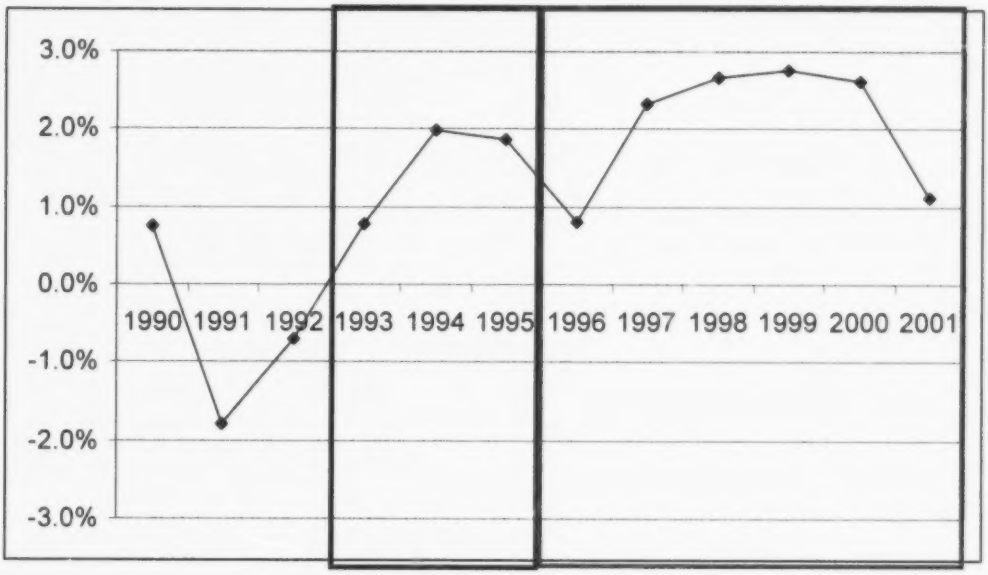
Non seulement les emplois ont-ils changé, mais encore on a constaté des fluctuations des caractéristiques démographiques de la main-d'œuvre. Les travailleurs plus jeunes continuent d'être plus instruits et, à mesure que les enfants du baby-boom vieillissent, la main-d'œuvre possède plus d'expérience. Ces variations de la demande de main-d'œuvre ont eu une incidence sur la rémunération relative de ces divers groupes de travailleurs (Heisz, Jackson et Picot, 2002).

L'augmentation considérable du nombre de femmes occupant un emploi rémunéré est un autre changement important. Entre 1961 et 1996, la participation des femmes au marché du travail a doublé (passant de 29 % à 60 %) (Gunderson, 1998). Même si la position relative des femmes s'est améliorée en ce qui touche les types d'emplois qu'elles décrochent, elles continuent d'être moins bien payées que les hommes pour le même travail : le taux horaire moyen des femmes représente de 84 % à 89 % environ de celui des hommes (Drolet, 1999). Par ailleurs, les femmes ont encore tendance à exercer une profession « traditionnelle » (p. ex., enseignement, soins infirmiers et professions assimilées, travail de bureau et autres postes administratifs, ventes et services) (Statistique Canada, 2002). Est-ce que ces conditions rendent les femmes plus vulnérables aux emplois peu rémunérés à long terme que les hommes?

Le présent article s'inspire des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour présenter le profil des travailleurs qui avaient de faibles gains hebdomadaires en 1996 et examine si ces personnes occupaient toujours un emploi peu rémunéré en 2001. Il reprend l'étude de Drolet et Morissette (1998), qui était axée sur les années allant de 1993 à 1995, et en met à jour les données. D'autres travaux semblables sont en cours, mais visent uniquement les travailleurs à plein temps. Comme les deux études ont porté sur les travailleurs de 1993 à 1995, ainsi que de 1996 à 2001, il est intéressant d'examiner le climat économique connexe. La variation en pourcentage de l'emploi illustrée à la figure 1 indique que les périodes d'intérêt de l'étude actuelle et de l'étude de Drolet et Morissette coïncident toutes deux avec une période de croissance de l'emploi. La majeure partie de la dernière période (1996 à 2001) était toutefois beaucoup plus vigoureuse, le taux de croissance de l'emploi ayant augmenté considérablement en 1997 sur une période soutenue jusqu'en 2000. Compte tenu de ces résultats, le climat économique, combiné à une période de référence plus longue, devraient faciliter les

choses aux travailleurs de l'étude actuelle (1996 à 2001) désireux de quitter leur emploi peu rémunéré, comparativement à ceux de l'étude de Drolet et Morissette (1993 à 1995).

Figure 1 : variation en pourcentage de l'emploi[1]



Comme dans l'étude de Drolet et Morissette (1998), la régression logistique (voir *Régression logistique* dans la section *Méthodologie*) a servi à dresser le profil des caractéristiques de l'emploi et des travailleurs pour les emplois peu rémunérés en 1996, à décrire les bas salariés (c'est-à-dire âge, sexe et composition familiale), leur lieu de résidence et les genres d'emplois qu'ils occupaient (p. ex., profession, secteur d'activité, situation professionnelle, taille de l'entreprise, statut syndical). À l'aide de contrôles semblables, la régression logistique a également permis d'examiner ceux qui sont sortis d'un emploi peu rémunéré en 2001. Ces sources de données et les variables employées dans la présente étude ont été retenues pour assurer l'uniformité avec la recherche antérieure (Drolet et Morissette, 1998), afin de comparer les conclusions. Ce présent document sera donc une comparaison des conclusions actuelles et de celles de l'étude de Drolet et Morissette. Nous chercherons également à savoir si le travail peu rémunéré représente un pas, une transition vers un emploi mieux rémunéré ou s'il s'agit d'un boulet qui empêche les travailleurs d'obtenir un emploi plus payant.

[1] Source : CANSIM II, tableau 282-0055 – Estimations de l'Enquête sur la population active (EPA), selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, par année, (personnes x 1 000).

2. Source des données et échantillon

L'**Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR)** a servi à enquêter sur les questions de recherche posées dans le présent article. Cette enquête-ménage longitudinale est une occasion assez exceptionnelle d'examiner les gains sur six ans, y compris les renseignements sur les transitions et la durée de l'emploi peu rémunéré. Le recours à une enquête longitudinale comme l'EDTR (comparativement à une enquête transversale) offre un avantage important, car nous pouvons mieux comprendre la dynamique des personnes qui s'échappent d'un emploi peu rémunéré.

Le premier panel de l'EDTR a été inclus en janvier 1994 pour recueillir de l'information sur l'année de référence 1993 et les répondants ont été suivis pendant six ans. Un deuxième panel de répondants sur six ans a été introduit en 1996 et ceux-ci ont été suivis jusqu'en 2001 (Statistique Canada, 2003). Cette enquête a été conçue afin d'examiner les fluctuations du bien-être économique des individus et des familles au fil du temps.

La population visée par l'EDTR comprend tous les Canadiens, sauf ceux qui vivent au Yukon, au Nunavut ou dans les Territoires du Nord-Ouest, les résidents d'institutions (sauf ceux qui y résident pendant moins de six mois), les personnes vivant dans des réserves indiennes et les membres à temps plein des Forces armées canadiennes vivant dans une caserne. Chaque panel était composé d'un échantillon d'environ 15 000 ménages (à peu près 31 000 adultes âgés de 16 ans et plus).

Définition de la population visée par la présente étude :
Deux groupes ont été examinés dans le présent article. Dans les deux cas, seul l'**emploi principal** annuel a été pris en compte.

Premier groupe (travailleurs) :
Premièrement, le profil des bas salariés a été dressé. L'échantillon a été restreint de manière à inclure (voir annexe C pour les répercussions de ces restrictions sur la taille de l'échantillon) :

- les répondants longitudinaux (panel 2), qui avaient répondu à l'enquête en 1996 et en 2001;
- ceux qui ont dit que leur principale activité consistait à occuper un emploi ou à travailler dans une entreprise en 1996 et 2001 (c.-à-d. que cela excluait les retraités et les personnes qui étudiaient à plein temps et/ou dont la principale activité était d'être aux études);
- les répondants âgés de 16 à 50 ans en 1996 (de 21 à 55 ans en 2001);
- les travailleurs salariés, à l'exception de ceux qui n'ont pas déclaré de salaire ni d'heures de travail en 1996 et 2001, et de ceux qui ont été en congé pendant toute l'année;
- les autres travailleurs, à l'exception de ceux qui travaillaient dans les secteurs de l'agriculture, de la pêche ou du piégeage, ou qui étaient travailleurs autonomes en 1996 ou en 2001.

Les travailleurs à temps plein et à temps partiel ont été inclus dans l'échantillon. Le statut à temps plein et temps partiel a été retenu pour assurer l'uniformité avec la recherche antérieure (Drolet et Morissette, 1998). Par ailleurs, les travailleurs à temps partiel ont été inclus parce qu'ils ont tendance à différer des travailleurs à plein temps à bien des égards. Les travailleurs à temps partiel sont moins susceptibles de recevoir certains des avantages non pécuniaires du travail, comme l'assurance (p. ex., assurance médicale, dentaire et/ou vie/invalidité complémentaire) et les régimes de retraite offerts par l'employeur (p. ex., régimes de pension agréés) (Marshall, 2003). Il est donc important d'inclure les travailleurs à temps partiel dans la recherche pour que nous puissions mieux comprendre la situation de ce genre de travailleurs défavorisés. Il existe des considérations analytiques associées à l'inclusion des employés à temps partiel. Par exemple, il peut y en avoir dont le salaire horaire est passablement élevé, mais s'ils ne travaillent pas beaucoup d'heures pendant la semaine, ils pourraient se retrouver parmi les travailleurs peu rémunérés. Ainsi, une prochaine étude portera sur les travailleurs à plein temps seulement.

Le premier groupe restreint était composé de 6 195 personnes interrogées (représentant environ 5 511 080 Canadiens). Le taux de réponse des répondants longitudinaux dans le panel 2 en 1996 était d'environ 90 % et, en 2001, d'environ 80 %[2].

Second groupe (travailleurs peu rémunérés):
Deuxièmement, pour examiner la mobilité ascendante des Canadiens peu rémunérés, un critère de sélection a été ajouté à la liste susmentionnée : les répondants devaient être définis comme ayant de faibles gains (voir Définitions à l'annexe D) en 1996 pour faire partie de cet échantillon. L'échantillon ainsi obtenu comprenait 2 016 répondants (représentant environ 1 705 274 Canadiens).

3. Méthodologie

3.1 Définitions choisies

Il existe deux définitions essentielles à la compréhension de la méthode et des résultats ci-après. Voir l'annexe D pour toute autre définition importante.

Ascension professionnelle ou mobilité professionnelle : Une personne est considérée comme ayant gravi les échelons si elle se situe à environ 10 % au-dessus du seuil de faible revenu (SFR) pour 2001; autrement, elle est considérée comme n'ayant pas gravi les échelons. Dans ce cas, la personne devait gagner plus de 451,69 $ x 1,10 = 496,86 $ par semaine en 2001 pour qu'on puisse dire qu'elle « avait gravi les échelons » et quitté un emploi peu rémunéré. La « zone tampon » de 10 % a été utilisée pour éviter d'inclure les personnes qui n'avaient fait qu'une transition minime pour quitter un emploi peu rémunéré. Il est important de constater que le SFR a été mis à jour selon l'IPC et qu'il est

[2] Barbara Armstrong et Georgina House, « Qualité des donnés de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu », publication interne qui paraîtra en juin 2004.

fondé sur la même année de référence 1992 qui sert de « standard » pour les seuils, permettant ainsi une comparaison au fil du temps.

Emploi peu rémunéré ou faibles gains[3] **:** Seuil de faible revenu (SFR) avant impôt d'une famille de deux personnes vivant dans un milieu urbain comptant au moins un demi-million d'habitants. Par exemple, pour calculer le seuil du « travail peu rémunéré », le SFR indiqué pour 1996 = 21 414 $ divisé par 52,14 (semaines par année) = 410,70 $ par semaine. Les personnes dont la rémunération hebdomadaire était inférieure à 410,70 $ à la fin de 1996 ont été classées comme de « bas salariés ».

Année	**SFR** (année de référence 1992, avant impôt, famille de deux personnes, milieu urbain d'au moins 500 000 habitants)	**Seuil des faibles gains hebdomadaires** (SFR / 52,14)
1996	21 414 $	410,70 $
2001	23 551 $	451,69 $

3.2 Régression logistique

La régression logistique est la méthode employée dans la présente recherche. Elle permet d'estimer la probabilité qu'un résultat donné survienne en fonction de plusieurs variables explicatives. Par exemple :

dans la première régression, la variable dépendante (résultat) est :
égale à 1 -> si la personne a de faibles gains (1996);
égale à 0 -> si la personne n'a pas de faibles gains (1996);

dans la deuxième régression, la variable dépendante est :
égale à 1 -> si la personne sort d'un emploi peu rémunéré (2001);
égale à 0 -> si la personne occupe toujours un emploi peu rémunéré (2001).

Bien que la probabilité d'un résultat précis soit fonction de plusieurs variables prédictives, nous pouvons comparer la probabilité d'un résultat donné entre des personnes qui sont identiques à tous les égards, sauf un. Des statistiques chi-carré de Wald sont calculées pour chaque variable explicative afin de déterminer si une fluctuation de la variable est reliée à une augmentation ou à une diminution considérable de la probabilité du résultat.

[3] Cette définition a été retenue pour des raisons de conformité avec les recherches antérieures (Drolet et Morissette, 1998; Morissette et Bérubé, 1996). Cela s'explique par le fait qu'en 1975, Morissette et Bérubé (1996) ont découvert que 20 % des travailleurs de sexe masculin âgés de 25 à 54 ans gagnaient moins de 21 073 $ par année. Ce montant s'approche du SFR de 1993 pour une famille de deux personnes vivant dans un milieu urbain comptant au moins un demi-million d'habitants, soit 20 603 $. Par conséquent, ce SFR a été retenu parce qu'il se rapprochait de ce que les hommes « peu rémunérés » (tranche de 20 % inférieure) gagnaient effectivement.

Tous les modèles de régression comprennent des contrôles :

(i) des **caractéristiques personnelles** mesurées en 1996, y compris l'âge, le niveau d'instruction, le temps d'interaction pour la composition de la famille, le sexe, la profession et la région;

(ii) les **caractéristiques de l'emploi**, y compris le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical[4].

Le second ensemble de modèles de régression sur ceux qui « gravissent des échelons » comprend toutes les variables susmentionnées ainsi que des contrôles :

(iii) des **variables sur les transitions**, notamment : les *changements d'emploi, les changements du statut syndical* (la transition d'une organisation non syndiquée en 1996 à une organisation syndiquée en 2001), et *les changements de la taille de l'entreprise* (la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) en 1996 à une grande entreprise (500 travailleurs ou plus) en 2001). Les gains hebdomadaires en 1996 ont également été inclus puisqu'ils permettent de tenir compte de l'écart entre les gains hebdomadaires de la personne et le seuil de faible revenu (voir les variables sur les transitions à l'annexe D).

Le *changement d'emploi* est défini de trois manières[5] dans les modèles logistiques sur l'« ascension » professionnelle :

1er modèle : **changement d'emploi.** Si l'emploi principal d'une personne en 1996 était différent de son emploi principal en 2001, elle était considérée avoir changé d'emploi (annexe B3).

2e modèle : **changement d'emploi.** Ceux qui ont conservé le même emploi ont été divisés entre : (1) ceux dont les fonctions avaient changé; (2) ceux dont les fonctions étaient demeurées identiques (annexe B4).

---

[4] Les « caractéristiques personnelles » et les « caractéristiques de l'emploi » sont définies dans : Statistique Canada, Guide de l'utilisateur des microdonnées de l'EDTR, n° au catalogue 75F0011XIEGPE, année de référence 1994. Voir également l'annexe D, Définitions.

[5] On s'attendait à ce que le changement d'emploi soit un prédicteur important de l'« ascension » professionnelle. Toutefois, dans le premier modèle, le changement d'emploi a été défini de façon très large et, selon les résultats, ceux qui ont changé d'emploi et ceux qui ont conservé le même emploi avaient tout autant de chances de gravir les échelons. Ainsi, nous avons défini différemment le changement d'emploi dans les autres modèles pour savoir ce qui, dans le fait de changer d'emploi ou de conserver le même emploi, favorisait l'ascension professionnelle. Les trois modèles, qui ont utilisé des définitions différentes du changement d'emploi, comprenaient tous les mêmes contrôles des caractéristiques personnelles, des caractéristiques de l'emploi et des variables sur les transitions (Annexes B3, B4 et B5).

3e modèle : **changement d'emploi.** Ceux qui ont conservé le même emploi ont été divisés entre : (1) ceux qui faisaient au moins 5 heures de travail de plus par semaine de 1996 à 2001; (2) les « autres », soit ceux qui faisaient moins de 5 heures de travail de plus par semaine (annexe B5).

Lorsque 1 000 poids bootstrap ont été utilisés pour tenir compte de la conception complexe de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), tous les modèles globaux ont prévu d'une manière significative de bas salariés ou une ascension professionnelle ($p < 0{,}0001$).

4. Résultats I : Incidence et probabilité de l'emploi peu rémunéré

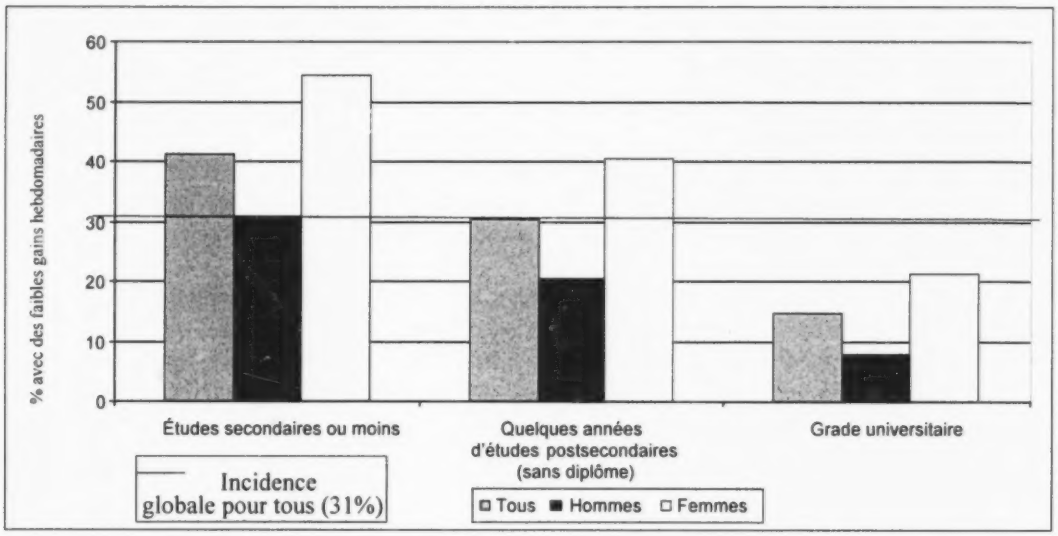
Environ 31 % des travailleurs canadiens occupaient un emploi dont la rémunération hebdomadaire était faible (c.-à-d. moins de 410,70 $ par semaine) en décembre 1996 (annexe A1). Le revenu personnel total moyen de ces bas salariés était de 13 454 $ l'an, soit près de trois fois moins que le salaire moyen de ceux qui n'étaient pas considérés être « peu rémunérés » (38 525 $). Les questions à savoir qui étaient ces personnes, où elles travaillaient et ce qu'elles faisaient, sont toutes liées à l'emploi peu rémunéré (voir les totalisations croisées sur l'incidence des faibles gains et la probabilité de faibles gains calculées à l'aide de la régression logistique aux tableaux A1 et B1). La section suivante dresse le profil des petits salariés, en insistant sur l'incidence des faibles gains.

Comme on s'y attendait, presque tous les travailleurs à temps partiel (82 %) avaient de faibles gains. Cela est probablement dû au fait que la semaine de travail qu'ils faisaient dans leur emploi principal était plus courte que celle des travailleurs à temps plein. En moyenne, les employés à temps plein faisaient deux fois plus d'heures (39,6 heures par semaine) que les travailleurs à temps partiel (18,8 heures par semaine). Si ces travailleurs à temps partiel avaient un emploi à plein temps, combien auraient encore un emploi peu rémunéré? Si l'on multiplie les taux salariaux des travailleurs à temps plein par les heures moyennes de travail à temps plein par semaine (37,5), on constate que 44 % de ces travailleurs seraient toujours considérés être peu rémunérés (diminution de 38 %).

4.1 Incidence des faibles gains et du niveau d'instruction

Le niveau d'instruction semble être étroitement lié à l'incidence de la rémunération faible (voir le graphique 1). Les personnes qui avaient au plus un diplôme d'études secondaires étaient environ trois fois plus susceptibles d'avoir un emploi peu rémunéré que les diplômés universitaires.

Graphique 1. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon le niveau d'instruction et le sexe, 1996.



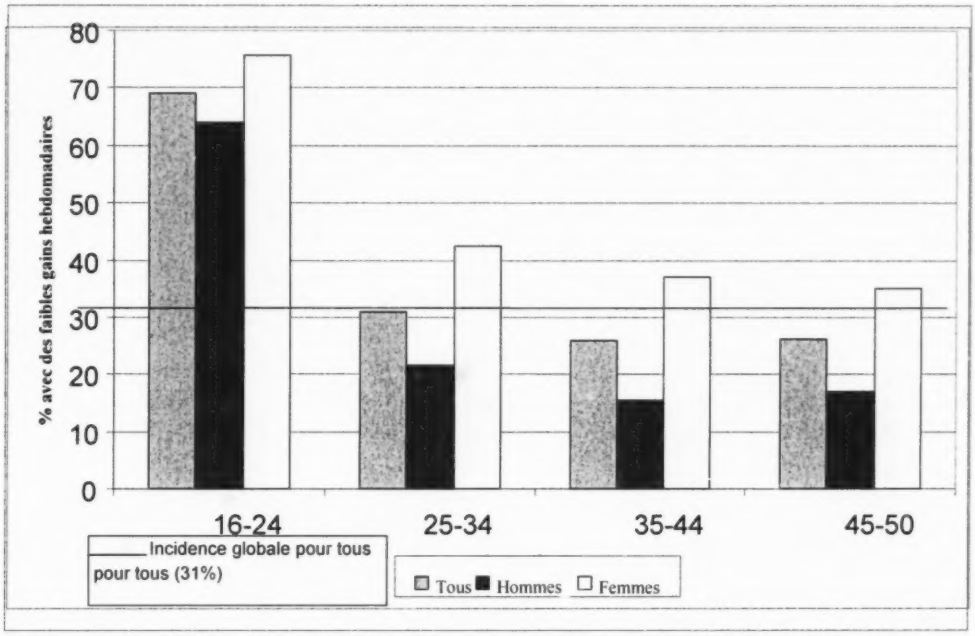
Dans l'ensemble, les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'avoir de faibles gains. Environ deux femmes sur cinq par rapport à un homme sur cinq occupaient un emploi peu rémunéré (annexe A1). L'incidence de la rémunération faible chez les hommes était plus faible que l'incidence globale (31 %), ou égale à cette incidence, même s'ils n'avaient pas plus qu'un diplôme d'études secondaires. Néanmoins, chez les femmes, le seul cas où l'incidence de l'emploi peu rémunéré était inférieure, par rapport à l'incidence globale, était lorsqu'elles avaient un grade universitaire. Une femme sur cinq ayant un grade universitaire avait un emploi peu rémunéré, ce qui est encore plus élevé que l'incidence observée chez les hommes ayant un niveau d'instruction semblable, soit un sur treize (annexe A1).

4.2 L'incidence de la rémunération faible diminue avec l'âge

Le graphique 2 montre que les personnes les plus âgées sont les moins susceptibles d'occuper un emploi peu rémunéré. Cela est probablement lié au fait que les travailleurs plus jeunes ont tendance à avoir moins d'expérience et moins d'ancienneté, mais que, à mesure qu'ils vieillissent, ils acquièrent une expérience de travail précieuse. L'incidence de la rémunération faible chez les hommes âgés de 25 à 34 ans était trois fois moins grande que celle des hommes âgés de 16 à 24 ans. De même, les femmes âgées de 16 à 24 ans ayant une rémunération faible étaient presque deux fois plus nombreuses que celles âgées de 25 à 34 ans. Une fois que les hommes et les femmes avaient atteint 35 ans, l'incidence des faibles gains hebdomadaires changeait très peu. Dans ces deux groupes plus âgés (de 35 à 44 ans et de 45 à 50 ans), l'incidence des faibles gains hebdomadaires chez les femmes était plus que le double de celle des hommes du même âge.

Le salaire inférieur des membres du groupe le plus jeune ne peut s'expliquer par le nombre de travailleurs occupant un emploi à temps plein ou à temps partiel. Autrement dit, il n'y avait pas plus de travailleurs à temps partiel dans le groupe le plus jeune. Par contre, il y avait environ le même pourcentage de travailleurs à temps partiel dans chaque groupe d'âge (18 % dans le groupe de 16 à 24 ans; 19 % dans ceux de 25 à 34 ans et de 35 à 44 ans; et 17 % dans le groupe de 45 à 50 ans). Même si la principale raison invoquée par les travailleurs pour occuper un emploi à temps partiel dans tous les groupes d'âge était l'incapacité à trouver un emploi à temps plein, l'autre raison la plus courante, soit « ne voulait pas un emploi à temps plein », a été donnée deux fois plus souvent (23 %) par le groupe le plus âgé que par le plus jeune (10 %).

Graphique 2. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon l'âge et le sexe, 1996.

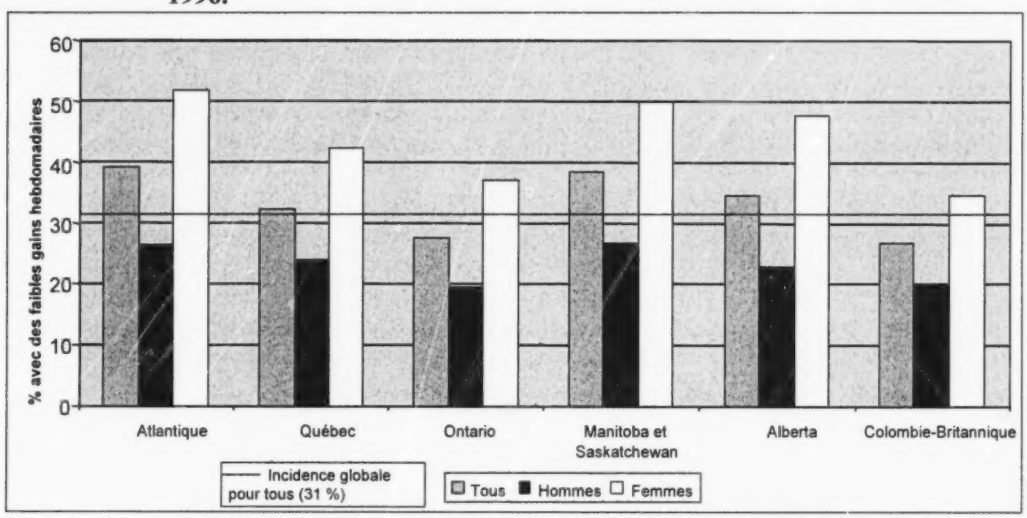


4.3 L'incidence de la rémunération faible était supérieure dans la région du Manitoba et de la Saskatchewan et dans les provinces atlantiques

Le graphique 3 (données de l'annexe A1) illustre que l'incidence la plus élevée de faibles gains hebdomadaires au Canada revenait aux travailleurs de la région du Manitoba et de la Saskatchewan (38 %), ainsi qu'à ceux des provinces atlantiques (39 %). Par contre, les travailleurs de l'Ontario (28 %) et de la Colombie-Britannique (27 %) avaient l'incidence la plus basse. Bien qu'il y ait un certain parallèle entre l'incidence des bas salariés et les taux de salaire minimum dans ces régions, cela n'explique pas entièrement ces constatations. Par exemple, les taux de salaire minimum en Ontario et en Colombie-

Britannique étaient les plus élevés en 1996[6] et ces provinces avaient l'incidence la plus basse de faibles gains hebdomadaires. Or, l'Alberta avait le salaire minimum le plus bas, soit 5,00 $, mais elle n'affichait pas l'incidence la plus élevée d'emplois peu rémunérés. Puisque le seuil employé dans la présente étude était d'environ 11,00 $ l'heure, soit bien plus que les taux de salaire minimum, les différences entre les taux de salaire minimum au pays ne peuvent expliquer entièrement ces constatations.

Graphique 3. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon la région et le sexe, 1996.



4.4 L'incidence de la rémunération faible était plus élevée dans les petites entreprises non syndiquées, les emplois liés aux services et le secteur des services de consommation

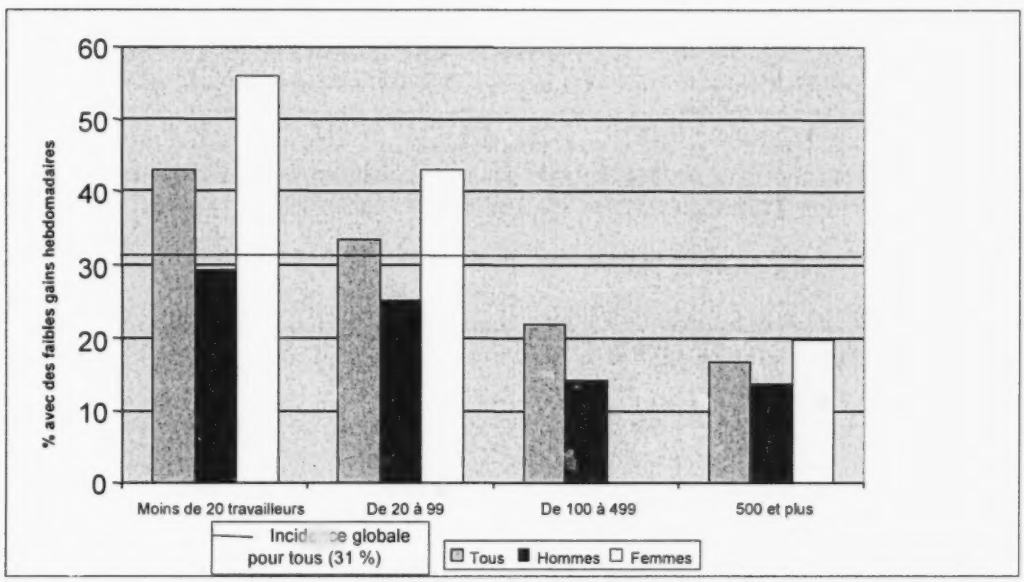
Les caractéristiques des employeurs, comme le statut syndical, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise et la profession, sont bien plus importantes pour expliquer l'incidence de l'emploi peu rémunéré (pour plus de détails sur ces variables, consulter l'annexe D : Définitions). Seulement 20 % des travailleurs syndiqués (ceux visés par une convention collective) avaient de faibles gains par rapport à 38 % de ceux qui n'étaient pas syndiqués (annexe A2). L'incidence de faibles gains était plus haut dans le secteur de services de consommation (61 %) que dans des autres secteurs.

L'incidence des emplois peu rémunérés dans les petites entreprises (moins de 20 employés) était de 43 %, soit près de trois fois plus que dans les grandes entreprises (500 travailleurs ou plus) (16 %) (voir le graphique 4). Chez les femmes, la taille de

[6] En 1996, le taux de salaire minimum était de 6,85 $ en Ontario et de 7,00 $ en Colombie-Britannique. Venait ensuite celui du Québec, avec 6,70 $. Le taux moyen pour le Manitoba et la Saskatchewan était de 5,50 $ et la moyenne pour les provinces atlantiques, de 5,25 $. L'Alberta avait le taux de salaire minimum le plus bas, soit 5,00 $ (données de l'EDTR).

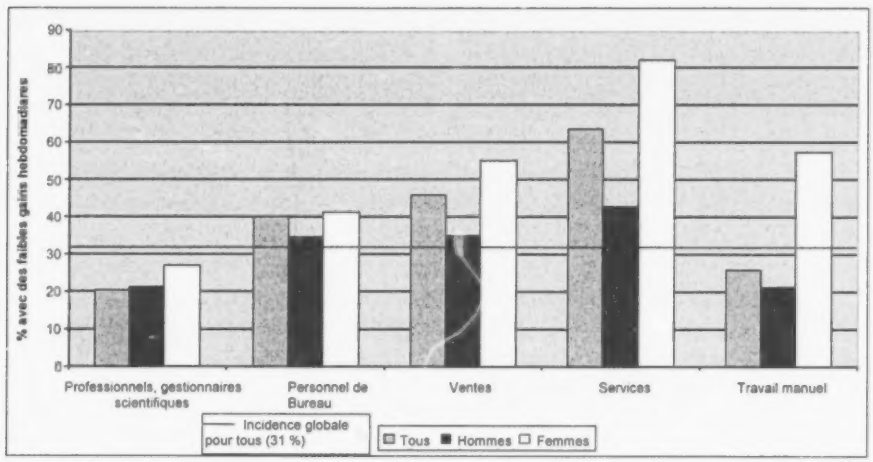
l'entreprise semblait particulièrement importante quant à la faible rémunération. Dans les petites entreprises, environs trois femmes sur cinq touchaient un faible salaire, par rapport à seulement une femme sur cinq dans les grandes entreprises. On remarquait également une différence de rémunération considérable entre les sexes d'après la taille de l'entreprise; dans les petites entreprises, il y avait une différence de 27 points entre les hommes et les femmes, alors que la différence dans les grandes entreprises était de seulement 6 points.

Graphique 4. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon la taille de l'entreprise et le sexe, 1996.



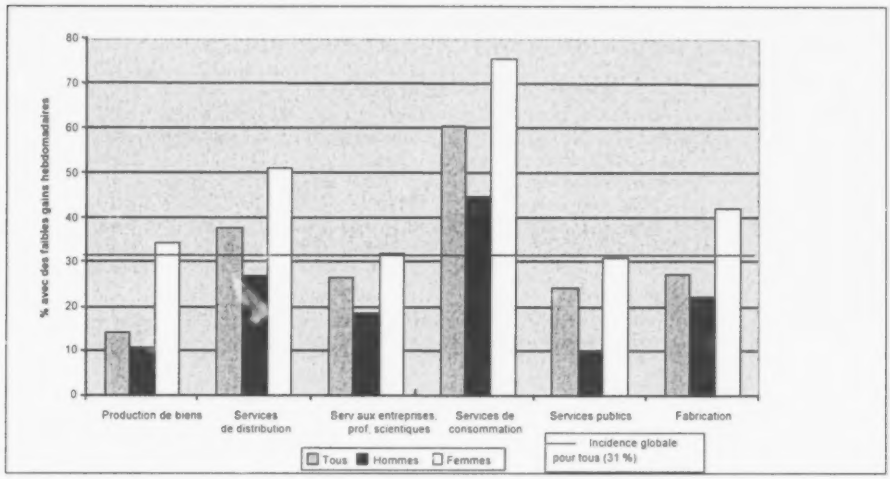
L'incidence de la faible rémunération était supérieure dans les postes de services, de commis, et de ventes. Toutefois, elle était à son plus faible niveau chez les travailleurs manuels (26 %) et les professionnels (20 %) (graphique 5 et annexe A1). Les femmes occupant un poste manuel avaient une incidence élevée de faible rémunération (57 %), plus de deux fois supérieure à celle des hommes (21 %). Il faudra effectuer d'autres recherches pour explorer et comprendre ces différences.

Graphique 5. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon la profession et le sexe, 1996.



Les travailleurs qui occupaient un emploi dans le secteur des services de consommation avaient les taux de travail peu rémunéré les plus haut (61 %) et c'est le seul secteur où les hommes avaient les taux de travail peu rémunéré plus haut que l'incidence globale (voir le graphique 6). Chez les femmes, l'incidence la plus faible a été enregistrée dans les services publics et les secteurs des services aux entreprises/professionnels/ scientifiques, où elle était à peu près identique à l'incidence globale pour tous (31 %). Ces constatations ne peuvent s'expliquer par l'incidence du travail à temps partiel selon le secteur d'activité puisque la majorité des travailleurs à temps partiel occupaient un emploi dans les secteurs des services de consommation (21 %) et des services publics (19 %).

Graphique 6. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon le secteur d'activité et le sexe, 1996.



4.5 Probabilité des faibles gains hebdomadaires : comparaison entre 1993 et 1996

Comme on s'attendait à ce que les facteurs énumérés précédemment contribueraient tous ensemble à la probabilité d'être peu rémunérés en 1996, on a calculé une régression logistique multivariée pour évaluer la signification de ces facteurs tout en neutralisant plusieurs variables importantes. À des fins de comparaison, les résultats de l'étude actuelle sont résumés aux annexes A1 et A2, aux côtés des résultats de 1993 tirés de l'étude de Drolet et Morissette (1998).

Il est important de prendre en note que trois des variables de la présente étude n'ont pas été définies de la même façon que dans l'étude de Drolet et Morissette sur le plan opérationnel. Plus particulièrement, Drolet et Morissette ont calculé une variable d'interaction entre le type de famille et le sexe. Dans la présente étude, une interaction semblable a été calculée pour les modèles à régression logistique, mais comme elle était peu importante, elle n'a pas été incluse au modèle final. De plus, on a quelque peu modifié la façon de classer la variable des industries dans l'étude actuelle. Il y avait quatre groupes dans l'étude de Drolet et Morissette : (1) la production de biens, (2) la distribution et les affaires, (3) les services de consommation, et (4) les services publics; toutefois, il y en avait six dans l'étude actuelle. Les deux offrent une classification significative des variables. De plus, dans l'étude actuelle, les personnes âgées de 51 à 60 n'était pas inclus de façon à ce que les personnes retraitées, ou qui approchaient de la retraite, ne soient pas intégrées par erreur à l'étude. Ainsi, il faut faire preuve d'une certaine prudence lorsque qu'on compare ces trois variables entre les deux études. Enfin, les résultats des deux études ne sont pas entièrement comparables en raison des différentes périodes de comparaison (c.-à-d. une période de cinq ans dans l'étude actuelle, par rapport à deux ans dans l'étude de Drolet et Morissette).

Les résultats des régressions logistiques dans ces deux études indiquent que les principaux facteurs expliquant la faible rémunération sont, entre autres choses, l'âge, le niveau de scolarité, le sexe, le travail à temps partiel, la syndicalisation, la taille de l'entreprise, la région du Canada, le secteur d'activité et la profession.

Lorsque *tous* les répondants ont été pris en compte, les tendances des constatations de ces deux études étaient équivalentes. Or, il est étonnant de constater que ceux qui occupaient un poste de professionnel/gestionnaire/scientifique, qui vivaient en Alberta et en Colombie-Britannique, qui occupaient un emploi à plein temps et qui étaient syndiqués, avaient environs deux fois plus de chances d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996 qu'en 1993 (voir les annexes A1 et B1).

Bien que les constatations pour les femmes aient été semblables en 1996 (étude actuelle) et en 1993 (étude de Drolet et Morissette), certaines des conclusions sont plus extrêmes lorsque l'on examine les hommes. Dans l'ensemble, les hommes avaient deux fois plus de chances d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996 qu'en 1993 (17 % par rapport à 7 %, respectivement). Cette constatation (c.-à-d., que les hommes étaient plus de deux fois plus susceptibles d'avoir de faibles gains en 1996 qu'en 1993) s'est confirmée pour tous les niveaux d'instruction, groupes d'âge (sauf le plus jeune), professions (sauf les services) et régions (sauf celle du Manitoba et de la Saskatchewan) (annexe A1).

Pour ce qui est des exceptions, les hommes en 1996 avaient toujours une probabilité plus grande de déclarer une rémunération faible qu'en 1993 mais la différence n'était pas plus de deux fois plus importante. En 1996, même si la probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires était inférieure chez les hommes qui travaillaient dans une organisation syndiquée, dans des services publics et des entreprises comptant de 100 à 499 ou 500 travailleurs ou plus, ces probabilités ont augmenté considérablement entre 1993 et 1996. En 1996, ces hommes étaient deux fois plus susceptibles d'occuper un emploi peu rémunéré par rapport aux hommes semblables en 1993 (voir l'annexe A2).

À l'inverse, les hommes étaient moins susceptible au travail peu rémunéré en 1996 s'ils travaillaient à temps partiel (annexe A2). Ainsi, bien que la probabilité d'occuper un emploi peu rémunéré soit généralement devenue bien plus élevée chez les hommes en 1996, les conditions financières des travailleurs à temps partiel de sexe masculin semblent s'être améliorées.

Même si les conditions des femmes n'étaient toujours pas aussi bonnes que celles des hommes, des améliorations remarquables de leurs gains ont été constatées en 1996. Par exemple, la probabilité d'occuper un emploi peu rémunéré en 1996 (45 %) par rapport à 1993 (65 %) chez les femmes qui travaillaient dans le secteur des services de consommation a enregistré une baisse de 20 points.

La section suivante porte sur la manière dont ces facteurs ont influé sur la probabilité de sortir d'un emploi peu rémunéré en 2001. En outre, nous ferons des comparaisons avec les constatations tirées sur les personnes qui avaient gravi les échelons en 1995 dans l'étude de Drolet et Morissette (1998).

5. Résultats II : Qui a quitté un emploi peu rémunéré?

En 1996, 47 % des travailleurs (environ 800 000 personnes) qui avaient de faibles gains hebdomadaires ont dépassé le seuil des faibles gains hebdomadaires de 496,86 $ par semaine en 2001 (voir annexe B1). Cette statistique se compare celle de Drolet et Morissette (1998), où des travailleurs semblables avaient été suivis que pendant une période de deux ans et, au cours de cette période, environ 20 % avaient amélioré leur sort.

Selon les annexes B1, B2 et B3, l'*incidence* de l'ascension professionnelle en 2001 varie selon les caractéristiques démographiques, et celles de la profession et du changement d'emploi. Ceux dont l'incidence de sortir d'un emploi peu rémunéré était la plus grande étaient les jeunes hommes les plus instruits. Ils occupaient un poste professionnel et scientifique en Ontario et en Alberta. Ceux-ci avaient une probabilité plus grande de gravir les échelons s'ils passaient d'une organisation non syndiquée à une organisation syndiquée ou d'une petite à une grande entreprise (voir les variables sur les transitions à l'annexe D).

Afin de saisir en quoi ces facteurs ont ensemble favorisé l'ascension professionnelle, voici une discussion des principales constatations tirées de l'analyse de régression multivariée de la *probabilité* de sortir d'un emploi peu rémunéré (voir section 3.1 régression logistique et constatations aux annexes B1, B2 et B3).

5.1 Les hommes sont plus susceptibles que les femmes de sortir d'un emploi peu rémunéré

Le facteur qui a entraîné la probabilité la plus forte de quitter un emploi peu rémunéré est le fait d'être un homme (72 %). Les travailleurs de sexe masculin avaient deux fois plus de chances de gravir les échelons que les travailleuses (32 %), toutes choses étant égales par ailleurs. Autrement dit, il restait une différence quand plusieurs variables importantes demeuraient constantes, comme l'âge, le niveau d'instruction, la profession, le statut d'emploi à temps plein/temps partiel et le secteur d'activité, ce qui donne à penser que, toutes choses étant égales, les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de sortir d'un emploi peu rémunéré après une période de cinq ans.

5.2 Les caractéristiques personnelles et de l'emploi influent sur la probabilité de l'ascension professionnelle

Plusieurs caractéristiques personnelles étaient liées à la probabilité de l'ascension professionnelle. Bien que les constatations de l'étude de Drolet et Morissette (1998) illustrent que l'âge n'influe pas beaucoup sur la probabilité de l'ascension professionnelle dans l'étude actuelle, les travailleurs les plus jeunes étaient plus susceptibles que les autres groupes d'âge de gravir la hiérarchie (probabilité de 59 %) entre 1996 et 2001. Cela s'explique peut-être en partie par la période relativement courte utilisée dans l'étude de Drolet et Morissette. Par exemple, après deux ans, un jeune travailleur est toujours considéré comme un jeune travailleur. Le niveau d'instruction était également un facteur important pour expliquer qui gravissait les échelons. La probabilité de les gravir chez les

diplômés universitaires (69 %) était près de deux fois plus élevée que chez ceux qui avaient terminé des études secondaires ou moins (38 %) (annexe B1).

L'endroit où les travailleurs vivaient au Canada influait également sur leur probabilité de sortir d'un emploi peu rémunéré (annexe B1). Environ 6 travailleurs sur 10 en Ontario et en Alberta ont gravi les échelons, soit un nombre proportionnellement bien plus grand que les travailleurs dans les provinces atlantiques où environ 4 sur 10 ont connu une ascension. Les Ontariens et les Albertains étaient peut-être plus susceptibles de gravir les échelons en raison de l'économie relativement forte qui leur offrait peut-être plus de possibilités de travail et des salaires plus élevés que les personnes occupant des postes peu rémunérés. Par exemple, entre 1996 et 2001, l'emploi a augmenté de près de 16 % en Alberta et de 15 % en Ontario, soit bien plus que la hausse moyenne nationale, qui se situait à un peu moins de 12 %[7].

La mobilité ascendante des Canadiens était également fonction du type de profession (annexe B1) et du secteur d'activité (annexe B2) des travailleurs. Comparativement à 1995, il y a eu une amélioration considérable de la probabilité d'ascension professionnelle en 2001 dans toutes les *professions* et tous les *secteurs d'activité*. Ceux qui occupaient un poste de professionnel/gestionnaire/scientifique ont enregistré la plus grande probabilité d'ascension (69 %). En fait, les professionnels étaient deux fois plus susceptibles de gravir les échelons que les personnes travaillant dans les secteurs de la vente (32 %) et des services (34 %). Les employés de bureau avaient également une probabilité d'ascension relativement élevée (50 %). Les personnes travaillant dans les *secteurs* des services aux entreprises/professionnels/scientifiques (66 %) et les *industries* manufacturières (52 %) étaient proportionnellement bien plus nombreuses à gravir les échelons que les travailleurs dans le secteur de services de consommation.

Les employés de grandes entreprises (500 travailleurs ou plus) étaient près de deux fois plus enclins (60 %) à connaître une mobilité ascendante que ceux de petites entreprises (moins de 20 travailleurs) (38 %). Les travailleurs à plein temps (52 %) et syndiqués (62 %) étaient également bien plus susceptibles de gravir les échelons que leurs homologues à temps partiel (35 %) et non syndiqués (41 %) (annexe B2).

5.3 Travailleurs à temps partiel

Les travailleurs à temps partiel sont peut-être un groupe d'intérêt particulier pour les décideurs des domaines social et du travail parce qu'ils sont proportionnellement plus nombreux à avoir une rémunération faible et moins susceptibles de retirer des avantages non pécuniaires du travail, comme l'assurance (p. ex., assurance-maladie, de soins dentaires et/ou vie/invalidité complémentaire) (Marshall, 2003). La politique pourrait être différente pour les travailleurs qui touchent de faibles gains parce qu'ils choisissent de travailler à temps partiel par opposition à ceux qui sont involontairement relégués au

[7] Source : CANSIM II tableau 282-0055 – Estimations de l'Enquête sur la population active (EPA) par région économique; Alberta, Ontario et Canada; emploi (personnes x 1 000).

statut d'employé à temps partiel. Ainsi, il serait utile de savoir : (1) qui sont les travailleurs à temps partiel; (2) pourquoi ils travaillent à temps partiel.

En 1996, parmi tous les travailleurs à temps partiel, 87 % étaient des femmes (même si 78 % des femmes travaillaient à temps plein). Le pourcentage le plus élevé de travailleurs à temps partiel se retrouvait dans les services de consommation (21 %), les petites entreprises (38 %) et le secteur des services (23 %). La plupart des familles de travailleurs à temps partiel étaient composées de *couples mariés* : avec des enfants (65 %), sans enfants (11 %) ou avec d'autres parents (9 %). Parmi les travailleurs à temps partiel, environ le même pourcentage de familles avaient des enfants d'âge préscolaire (15 %) et 12 % n'en avaient pas.

Parmi ceux qui ont travaillé à temps partiel en 1996, près de la moitié (45 %) ont continué de travailler à temps partiel en 2001, tandis que 55 % avaient obtenu un emploi à plein temps en 2001. La majorité des travailleurs à temps partiel en 1996 (83 %) et en 2001 (80 %) n'avaient pas d'autre emploi.

Si l'on considère ces mêmes travailleurs à temps partiel en 1996 et en 2001, en quoi leurs raisons de travailler à temps partiel ont-elles changé (voir tableau 1)? Les travailleurs à temps partiel peu rémunérés dans cette étude ont eu passablement de mal à gravir les échelons. Il est important de mentionner qu'en 1996, 60 % des travailleurs à temps partiel peu rémunérés désiraient un emploi à temps plein mais ne pouvaient en trouver. Ce pourcentage a diminué à 33 % en 2001, mais l'incapacité de trouver un emploi à plein temps est demeurée la raison la plus importante du travail à temps partiel au cours de ces deux années. Les membres de ce groupe sont une source d'inquiétude parce qu'ils travaillaient à temps partiel de façon non volontaire et qu'ils touchaient donc un faible salaire. De plus, ils sont restés pris dans le travail à temps partiel cinq ans plus tard même s'ils voulaient travailler à plein temps. Le travail a temps partiel n'est pas un problème pour tous les travailleurs. Les travailleurs peu rémunérés ont également travaillé à temps partiel en 1996 et 2001 parce qu'ils ne voulaient pas travailler à plein temps (17 % et 20 %), ou voulaient s'occuper des membres leur famille (c.-à-d. des enfants ou d'autres parents; environ 7 % en 1996 et en 2001). Il est important de noter la croissance considérable du nombre de personnes travaillant à temps partiel pour accomplir d'autres responsabilités familiales (4 % et 17 %).

Tableau 1. En quoi les raisons de travailler à temps partiel en 1996 ont-elles changé en 2001?

Raisons	Année	
	1996	2001
Incapacité de trouver du travail à plein temps	59,6 %	32,8 %
Refus de travailler à plein temps	17,3 %	19,6 %
Autres responsabilités familiales	4,4 %	17,0 %
Soin des membres de sa famille	6,6 %	7,2 %
Travail à plein temps (mais moins de 30 heures par semaine)	11,7 %	21,6 %
Maladie ou incapacité	0,4 %	1,9 %
Total	**100 %** **431 727**	**100 %** **53 361**

5.4 Vaut-il mieux garder le même emploi ou en décrocher un autre?

Plusieurs variables sur les transitions ont aussi été examinées en ce qui touche leur apport à la mobilité ascendante des bas salariés. Encore une fois, pour reprendre l'étude de Drolet et Morissette (1998), trois modèles de régression logistique ont servi à prévoir la probabilité de l'ascension professionnelle. Dans chaque modèle, une mesure différente du changement d'emploi a été utilisée. Dans le premier modèle (annexe B3), si l'emploi principal d'une personne en 1996 était différent de son emploi principal en 2001, elle était indiquée comme ayant changé d'emploi. Il s'agit d'une variable dichotomique (oui/non). Les résultats démontrent que, dans le modèle 1, les travailleurs qui ont changé d'emploi ou qui ont conservé leur emploi étaient tout aussi susceptibles de gravir les échelons (respectivement 47 % et 46 %).

Chez les travailleurs qui sont passés d'une entreprise non syndiquée en 1996 à une entreprise syndiquée en 2001, la probabilité d'ascension professionnelle était de 64 % (modèle 1, annexe B3). Cette constatation s'applique à un nombre relativement petit de travailleurs peu rémunérés puisque seulement 16 % étaient dans cette situation.

De même, les travailleurs peu rémunérés qui travaillaient dans une petite entreprise (moins de 20 employés) en 1996 et dans une grande entreprise (500 travailleurs et plus) en 2001 avaient une probabilité de 60 % de gravir les échelons (modèle 1, annexe B3). Cette constatation s'applique à 40 % des travailleurs qui ont subi ce type de changement de taille d'entreprise.

La mesure du changement d'emploi utilisée dans le modèle 1 risque de poser un problème parce qu'elle est trop générale pour donner des renseignements détaillés sur l'ascension professionnelle. Autrement dit, on pourrait s'attendre à ce que les *raisons* pour lesquelles une personne quitte un emploi aient une incidence sur son salaire futur. Par exemple, les personnes qui ont été congédiées pourraient éprouver plus de difficulté à gravir les échelons, tandis que d'autres qui quitteraient une organisation volontairement

seraient plus susceptibles d'améliorer leur sort. Il en va de même pour une personne qui continue de travailler pour le même employeur : ce qui se produit pendant qu'elle occupe son emploi peut influer sur son ascension professionnelle. Par exemple, on s'attendrait à ce que ceux qui continuent à occuper le même emploi mais qui changent de fonction (p. ex., une promotion) soient plus susceptibles de gravir les échelons que ceux qui continuent à faire le même travail et les mêmes fonctions. Les modèles 2 et 3 (Annexes B4 et B5) ont utilisé différentes mesures du changement d'emploi pour examiner plus à fond l'incidence de cette variable « changement d'emploi » sur la mobilité ascendante.

Dans le deuxième modèle (annexe B4), les mêmes contrôles que ceux de la régression logistique précédente (annexes B1 et B2) ont été incorporés pour les *caractéristiques personnelles*, les *caractéristiques liées à l'emploi* et les *transitions* (c.-à-d. changement d'emploi, et transition d'une organisation non syndiquée à une organisation syndiquée et d'une petite à une grande entreprise). Toutefois, les personnes qui ont conservé le même emploi ont été divisées en deux groupes : (1) celles dont les fonctions ont changé et (2) celles dont les fonctions sont demeurées identiques. Selon les constatations, les employés étaient proportionnellement plus nombreux à profiter des avantages de la mobilité ascendante s'ils s'acquittaient de nouvelles fonctions dans le même emploi (probabilité d'ascension de 56 %), par exemple, grâce à de nouvelles responsabilités ou à une promotion. La probabilité de l'ascension professionnelle chez ces personnes était 1,4 fois plus élevée que chez celles qui avaient conservé le même emploi et les mêmes fonctions et 1,2 fois plus grande que chez celles qui avaient changé d'employeur (47 %).

Dans le troisième modèle (annexe B5), les mêmes contrôles ont été incorporés mais les personnes qui avaient conservé le même emploi ont été divisés en deux groupes : (1) celles qui faisaient au moins 5 heures de travail de plus par semaine entre 1996 et 2001; (2) les « autres », c.-à-d. celles qui faisaient moins de 5 heures de travail de plus par semaine. Selon les constatations, les personnes qui ont conservé le même emploi et qui faisaient au moins 5 heures de plus par semaine étaient les plus susceptibles de quitter un emploi peu rémunéré (59 %). Elles étaient aussi proportionnellement plus nombreuses à gravir les échelons (1,5 fois) que celles dont les heures de travail n'avaient pas augmenté.

En bref, les constatations tirées du changement d'emploi à l'aide de ces trois modèles (annexes B3, B4 et B5) donnent généralement à penser que la mobilité ascendante des Canadiens est tout aussi probable qu'une personne conserve son emploi ou qu'elle change d'emploi. Or, les travailleurs étaient plus susceptibles de connaître la mobilité ascendante s'ils entraient au service d'une grande entreprise (500 travailleurs ou plus) et/ou d'une organisation syndiquée. Les personnes qui avaient conservé le même emploi étaient plus susceptibles d'améliorer leur sort professionnel si elles avaient changé de fonctions et/ou qu'elles faisaient au moins 5 heures de travail de plus par semaine.

5.5 Comparaison des constatations sur l'« ascension professionnelle » de 1995 et 2001[8]

Drolet et Morissette (1998) ont fait des recherches sur les travailleurs qui ont gravi les échelons après une période de deux ans (panel 1 de l'EDTR, de 1993 à 1995) et, dans la présente étude, nous avons suivi des travailleurs après une période de cinq ans (panel 2 de l'EDTR, de 1996 à 2001). Par conséquent, ces études ont comparé les personnes qui ont quitté un emploi peu rémunéré en 1995 et 2001. Ces deux années étaient des périodes de croissance économique. Étant donné que l'étude actuelle a été réalisée sur une période plus longue et que le taux de chômage était relativement plus bas, nous nous attendions à ce que les travailleurs soient plus susceptibles d'améliorer leur sort en 2001 par rapport à 1995. En fait, les travailleurs de l'étude actuelle étaient trois fois plus susceptibles de le faire dans l'ensemble (46 %) que ceux de 1995 (15 %) (annexe B1). Selon les autres variables prédictives décrites dans les annexes B1, B2, B3, B4 et B5, tout dépendant des caractéristiques, les travailleurs étaient de deux à cinq fois plus susceptibles de gravir les échelons en 2001 qu'en 1995.

Dans l'étude de Drolet et Morissette (1998), l'âge n'avait pas d'incidence sur la probabilité de l'ascension professionnelle mais, dans l'étude actuelle, les travailleurs les plus jeunes étaient plus susceptibles de gravir les échelons (probabilité de 59 %) entre 1996 et 2001, par rapport aux autres groupes d'âge. Pour ce qui est du niveau d'instruction, les diplômés universitaires étaient les plus enclins à quitter un emploi peu rémunéré en 1995 et en 2001. Cependant, le fait d'avoir fait quelques années d'études postsecondaires conférait un avantage plus grand de s'échapper d'un emploi peu rémunéré en 2001 qu'en 1995, année où le résultat ne différait pas beaucoup de celui des personnes ayant terminé des études secondaires ou moins (annexe B1). Dans l'étude actuelle, les femmes, quelle que soit la composition de leur famille, éprouvaient le plus de difficulté à gravir les échelons. Néanmoins, dans l'étude de Drolet et Morissette (1998), il s'agissait des mères seules.

Lorsque l'on tient compte de la profession des travailleurs, ceux des secteurs de la vente et des services étaient les plus susceptibles d'éprouver des difficultés à gravir les échelons, alors que les professionnels/gestionnaires/scientifiques étaient les plus portés à les gravir en 1995 et en 2001 (annexe B1). Les variables sectorielles étaient quelque peu

[8] Il est important de prendre en note que certaines comparaisons entre les variables de l'étude actuelle et l'étude de Drolet et Morissette doivent être interprétées avec précaution en raison des différences entre les définitions sur le plan opérationnel. Cela comprend les trois variables mentionnées précédemment à la section 4.6 : probabilité des faibles gains hebdomadaires : comparaison entre 1993 et 1995 (c.-à-d. type de famille/sexe, secteur d'activité, suppression du groupe d'âge de 55 à 60 ans). Comprend également l'une des variables sur la transition « changement d'emploi » voir annexe B4, modèle 2). Dans l'étude de Drolet et Morissette, « changement d'emploi » était divisé : (1) mise à pied/renvoi, (2) démission, et (3) autres; et deux types de « aucun changement d'emploi » comprenaient : (1) changement des tâches, et (2) aucun changement des tâches. Comme les définitions fournies dans l'article de Drolet et Morissette n'étaient pas assez précises pour permettre de les reprendre avec précision, on a décidé tout simplement d'examiner trois catégories dans l'étude actuelle : (1) changement d'employeur et deux catégories pour le « même employeur » (1) même employeur – tâches différentes, et (2) même employeur – mêmes tâches.

difficiles à comparer parce que les définitions des secteurs d'activité n'étaient pas identiques. Même si les comparaisons sectorielles doivent être interprétées avec précaution, il est étonnant de constater que les travailleurs dans le secteur des services publics étaient les plus susceptibles de quitter un emploi peu rémunéré en 1995 et que ce groupe était le moins susceptible de gravir les échelons en 2001 (annexe B2). Les travailleurs des grandes entreprises, ayant un emploi à temps plein et un poste syndiqué étaient proportionnellement plus nombreux à gravir les échelons en 1995 et en 2001 (annexe B2).

Les personnes vivant en Ontario étaient les plus portées à gravir les échelons en 1995 et en 2001 (ainsi que celles de l'Alberta en 2001) (annexe B1). Bien que les bas salariés en Colombie-Britannique aient été les plus susceptibles de gravir les échelons en 1995, ils étaient les moins susceptibles de le faire en 2001 (comme ceux du Québec, de la région du Manitoba et de la Saskatchewan ainsi que des provinces atlantiques). En Colombie-Britannique, cela peut s'expliquer par le fait qu'entre 1993 et 1995, la croissance de l'emploi était très vigoureuse, (c.-à-d., variation annuelle moyenne de 3,4 %). À l'inverse, de 1996 à 2001, la croissance était plutôt faible (variation annuelle moyenne de 1,4 %), peut-être à cause des problèmes de l'industrie de la foresterie et de l'effondrement de l'économie asiatique[9].

La plupart des constatations ayant trait aux variables sur les transitions sont semblables dans l'étude actuelle et dans celle de Drolet et Morissette (1998). Néanmoins, nous avons constaté une différence entre les variables sur les transitions : même s'il y avait une différence importante entre les personnes qui ont changé d'emploi en 1995 et celles qui ne l'ont pas fait en 2001, le fait qu'une personne ait changé d'emploi ou qu'elle ait conservé le même emploi n'a pas eu d'incidence sur son ascension professionnelle.

6. Résumé et conclusion

Il est relativement bien connu que les jeunes moins instruits, travaillant à temps partiel, occupant des postes non syndiqués dans le secteur des services, dans de petites entreprises, sont plus susceptibles d'avoir de faibles gains hebdomadaires. Or, nous savons bien moins de choses sur les travailleurs qui gravissent les échelons et ceux qui ont tendance à rester pris dans des emplois peu rémunérés. La présente étude avait entre autres pour but de répondre à cette question.

Environ 46 % des bas salariés dans l'étude actuelle ont connu une ascension professionnelle. Ces personnes étaient plus susceptibles d'être des hommes jeunes (de 16 à 24 ans), d'occuper un poste professionnel dans les secteurs liés aux entreprises/sciences, dans une grande entreprise syndiquée et de vivre en Ontario ou en Alberta. En apparence, il nous a semblé que, même s'ils changeaient d'emploi ou qu'ils gardaient le même emploi, les travailleurs avaient tout autant de chances de gravir les échelons. Or, après un examen plus approfondi, le *changement d'emploi* était plus

[9] Source : CANSIM II tableau 282-0055 – Estimations de l'Enquête sur la population active (EPA) par région économique; Colombie-Britannique; emploi (personnes x 1 000).

révélateur, car il nous a permis de constater qu'il était plus avantageux de changer d'emploi lorsque les travailleurs entraient au service d'une grande entreprise (500 travailleurs ou plus) et/ou d'une organisation syndiquée en 2001. Le fait de garder le même emploi n'empêchait pas la mobilité ascendante si le travailleur changeait de fonctions et/ou qu'il faisait au moins 5 heures de travail de plus par semaine.

La moitié (53 %, soit environ 897 400) des travailleurs canadiens peu rémunérés en 1996 occupaient toujours un emploi peu rémunéré cinq ans plus tard. Le plus souvent, ces personnes étaient des femmes plus âgées, moins instruites et qui occupaient un emploi à temps partiel dans le secteur de la vente. Les entreprises où elles travaillaient avaient moins de chances d'être syndiquées et étaient plus susceptibles d'être petites (moins de 20 employés).

Des différences entre les sexes ont été constatées dans la présente étude, même lorsqu'un certain nombre de variables importantes sont demeurées constantes (p. ex., l'âge, le niveau d'instruction, la profession et le statut d'employé à temps partiel). Autrement dit, les femmes étaient bien plus susceptibles de toucher de faibles gains et bien moins susceptibles de gravir les échelons que les hommes. Néanmoins, certaines circonstances étaient plus favorables aux femmes. Par exemple, celles-ci avaient moins de chances d'occuper un emploi peu rémunéré par rapport à l'incidence globale (31 %) lorsqu'elles avaient un grade universitaire et/ou qu'elles travaillaient dans une grande entreprise (500 travailleurs ou plus). Il semble également que les meilleurs emplois pour les femmes, pour ce qui est des gains financiers, soient ceux de professionnelles/ scientifiques, dans les services publics et les secteurs professionnels/scientifiques.

Les résultats sur les bas salariés obtenus dans l'étude de Drolet et Morissette (1998) sont semblables à ceux de l'étude actuelle. En général, la probabilité d'occuper un emploi peu rémunéré était en général bien plus élevée chez les hommes en 1996 (étude actuelle) qu'elle l'était en 1993 (étude de Drolet et Morissette). Cependant, les conditions financières semblent s'être améliorées chez les travailleurs de sexe masculin à temps partiel pour qui la probabilité d'être peu rémunérés en 1993 était de 86 % et, en 1996, de 69 %. Contrairement aux hommes, les conditions des femmes semblent s'être améliorées en général. Par exemple, dans le secteur des services de consommation, les femmes ont enregistré une diminution de 20 points de la probabilité d'occuper un emploi peu rémunéré en 1996 (45 %) par rapport à 1993 (65 %).

Lorsque l'on compare la mobilité ascendante en 1995 et 2001, les travailleurs de l'étude actuelle avaient trois fois plus de chances de gravir les échelons, dans l'ensemble (46 %), que ceux de 1995 (15 %). La plupart des constatations sont semblables, sauf que les travailleurs du secteur des services publics étaient les plus susceptibles de gravir les échelons en 1995 mais qu'ils étaient les moins susceptibles de le faire en 2001. Des différences entre les régions ont également été constatées. Les bas salariés en Colombie-Britannique étaient les plus susceptibles de gravir les échelons en 1995 mais les moins susceptibles de le faire en 2001. La mobilité ascendante accrue en Colombie-Britannique en 1995 a peut-être été favorisée par une économie plus forte que la moyenne nationale, alors que la difficulté de gravir les échelons en 2001 pourrait être attribuée à des problèmes dans le secteur forestier et au recul économique en Asie. Enfin, même si le

changement d'emploi était un prédicteur important de l'ascension professionnelle en 1995, les personnes qui avaient changé d'emploi en 2001n'étaient pas beaucoup plus susceptibles de gravir les échelons que celles qui avaient conservé le même emploi.

Il est important de mentionner que les « faibles gains hebdomadaires » ont été définis d'une manière particulière dans la présente étude et que la définition de cette variable pourrait mener à des conclusions différentes quant au nombre de personnes qui ont été identifiées comme touchant une « rémunération faible ». L'usage exclusif des renseignements sur les salaires est peut-être une limite de la présente étude puisque ces données n'incluent pas les avantages non pécuniaires de l'emploi, comme l'assurance-maladie complémentaire. Par ailleurs, le salaire ne représente qu'une partie du revenu d'une personne. Par exemple, nous n'avons pas tenu compte du revenu de placement, des transferts gouvernementaux ou du revenu touché par d'autres membres de la famille. Même s'il est probable que les salariés de la présente étude ait subi des contraintes financières, nous ne pouvons pas nécessairement faire cette hypothèse. Qu'arrive-t-il si le conjoint ou les autres membres de la famille de cette personne ont un emploi bien rémunéré? Selon une étude sur le revenu de la famille économique[10] des bas salariés réalisée en 1996, 80 % vivaient sous le seuil de faible revenu de Statistique Canada. Par conséquent, ces bas salariés vivaient en général dans des familles à faible revenu.

Une autre limite de l'étude actuelle, c'est que les travailleurs ont été comparés à deux moments distincts. On ne s'attardait pas en majorité aux changements qui ont pu se produire entre ces deux moments. À des fins de comparaison, l'exploration de l'évolution de l'emploi peu rémunéré pendant la période entière pourrait être bénéfique pour les recherches futures.

La présente étude a une troisième limite : les travailleurs à temps partiel et à temps plein y sont examinés ensemble. Certaines considérations analytiques sont associées à l'inclusion des employés à temps partiel. Par exemple, il peut y en avoir dont le taux horaire est passablement élevé, mais s'ils ne travaillent pas beaucoup d'heures pendant la semaine, ils peuvent être classés comme s'ils étaient peu rémunérés. De plus, cette étude a révélé que la probabilité des travailleurs qui travaillaient à temps partiel parce qu'ils ne pouvaient trouver d'emploi à temps plein a diminué considérablement (tableau 1). Cela porte à croire qu'il se peut qu'il y ait moins de travailleurs à temps partiel qui se sentent pris dans le travail à temps partiel. Pour contrer ces limites, une prochaine étude portera uniquement sur les travailleurs à temps plein.

Selon les constatations obtenues, il existe plusieurs autres possibilités de recherches futures. Par exemple, comme le fait de conserver le même emploi ne nuit pas à la mobilité ascendante, il serait important d'étudier l'impact que d'autres changements pourraient avoir sur l'emploi d'une personne, comme l'acquisition d'expérience de travail et l'ancienneté. Pour mieux comprendre les différences observées entre les sexes, il serait intéressant d'examiner l'impact que le fait d'avoir une famille a sur la mobilité

[10] Une *famille économique* est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont apparentées par le sang, par alliance, par union libre ou par adoption (Dictionnaire du recensement de 2001; version Internet, Statistique Canada, n° au catalogue 92-378).

ascendante. Comme l'étude actuelle n'a pas pu expliquer s'il existait des différences entre les travailleurs pour ce qui est du temps qu'il leur faut pour sortir d'un emploi peu rémunéré, des recherches futures pourraient chercher à savoir si les personnes qui sont congédiées mettent plus de temps à gravir les échelons que celles qui sont mises à pied ou qui quittent leur emploi, par exemple.

Plusieurs autres facteurs importants liés à la rémunération faible et à la mobilité ascendante n'ont toujours pas été examinés, étant donné les problèmes liés à la taille de l'échantillon, notamment : les minorités visibles, la santé, le revenu familial et les handicaps physiques. On pourrait examiner l'apport de ces variables dans des recherches futures en combinant divers panels de répondants de l'EDTR.

Références

Drolet, M. (1999). « L'écart persistant : nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada », Direction des études analytiques documents de recherche N°. 11F0019MIF au catalogue, no.157.

Drolet, M. & Morissette, R. (1998). « La mobilité ascendante des bas salariés au Canada: 1993-1995 », Série de documents de recherche - Revenu, N°. 75F0002MIF au catalogue, 1993-1995 no.7.

Gunderson, M. (1998). « Les femmes et le marché du travail canadien (transitions vers l'avenir) » Monographies du recensement de 1991, N°. 96-321-MPF au catalogue, no.2.

Heisz, A., Jackson, A., & Picot, G. (2002). « Les entreprises gagnantes et perdantes du marché de l'emploi des années 90 ». Direction des études analytiques documents de recherche, du numéro 11F0019MIF au catalogue, no.184.

Marshall, Katherine. « Les avantages de l'emploi » L'emploi et le revenu en perspective, du numéro 75-001-XIF au catalogue, mai 2003 vol.4 no.5.

Sargent, T. C. (2000). « Structural Unemployment and Technological Change in Canada, 1990-1999 », Canadian Public Policy, v26, ppS1069-23.

Statistique Canada (2002, April). « Femmes au Canada : une mise à jour du chapitre sur le travail », Division des statistiques sociales, du logement et des familles, N°. 89F0133XIF au catalogue.

Statistique Canada (2003). « Enquête sur la dynamique du travail et du revenu - un aperçu de l'enquête », Division de la statistique du revenu, N°. 75F0011XIF au catalogue

Annexe A1 : Caractéristiques des travailleurs et faibles gains

Caractéristiques de travailleurs, 1996	Incidence des faibles gains, 1996			Probabilité de faibles gains[11]					
	Tous	Hommes	Femmes	Tous		Hommes		Femmes	
				1996	1993[12]	1996	1993	1996	1993
Total des bas salariés	30,9	21,8	41,1	25,7	16	17,0	7	39,4	36
Âge									
16-24	69,1	64,0	75,6	60,2	55	47,4	38	74,0	71
25-34	31,0	21,6	42,4	27,3	19	17,8	9	42,4	41
35-44	25,8	15,6	37,0	21,0	13	13,1	5	33,3	32
45-50	26,1	16,9	35,1	22,7	19	15,8	6	34,9	s.o.
Niveau d'instruction									
Études secondaires ou moins	41,4	31,0	54,3	36,0	23	24,2	11	52,2	46
Quelques années d'études postsecondaires (pas de diplôme)	30,3	20,6	40,6	25,3	16	16,4	7	39,8	37
Grade universitaire	14,6	7,9	21,3	13,5	8	8,8	3	21,5	20
Sexe									
Hommes	21,8	21,8	s.o.	19,4	s.o.	17,0	s.o.	--	s.o.
Femmes	41,1	s.o.	41,1	34,3	s.o.	--	s.o.	39,4	s.o.
Profession									
Professionnels, gestionnaires, scientifiques	20,3	21,1	26,9	18,6	9	13,0	5	27,4	21
Personnel de bureau	39,9	34,6	41,3	25,8	19	22,9	10	36,5	41
Ventes	45,9	35,2	55,2	28,3 [nsf]	24	20,2	10	41,8	54
Services	63,4	42,9	82,3	56,2	41	36,4	22	78,2	65
Travail manuel	25,9	21,2	57,4	27,0 [nsf]	19	15,7	6	66,5	60
Région									
Atlantique	39,3	26,4	51,9	36,3	31	22,4	11	55,7	62
Québec	32,2	23,9	42,2	29,4	20	19,8 [nsf]	9	43,5	39
Ontario	27,7	19,2	37,1	22,0	13	14,6	5	34,0	30
Manitoba et Saskatchewan	38,4	26,8	50,0	33,0 [nsf]	31	20,2 [nsf]	12	53,8 [nsf]	57
Alberta	34,6	22,6	47,5	28,9	13	18,1 [nsf]	5	45,2 [nsf]	39
Colombie-Britannique	26,8	19,8	34,5	19,7	10	14,5	5	27,0	24
Échantillon pondéré	**5 511 080**	**2 907 762**	**2 603 318**	**5 511 080**	s.o.	**2 907 762**	s.o.	**2 603 318**	s.o.
Échantillon non pondéré	**6195**	**3133**	**3062**	**6195**	**7305**	**3133**	**3800**	**3062**	**3505**

☐ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans object pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

[11] Un modèle logistique a servi à estimer la probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région) ainsi que les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical). La probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

[12] Les données de 1993 sont tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe A2 : Caractéristiques de l'emploi et faibles gains

Caractéristiques de l'emploi, 1996	Incidence des faibles gains, 1996			Probabilité de faibles gains[13]					
	Tous	Hommes	Femmes	Tous		Hommes		Femmes	
				1996	1993[14]	1996	1993	1996	1993
Total des bas salariés	30,9	21,8	41,1	25,7	16	17,0	7	39,4	36
Secteur d'activité									
Production de biens	14,2	11,1	34,4	11,7	15	7,5	5	27,5	30
Services de distrib.	37,3	27,0	51,2	32,9 ns	s.o.	22,4 nsf	s.o.	48,7 nsf	s.o.
Services aux entrep, prof. et scientifique	26,6	18,5	32,1	20,9	s.o.	16,9 nsf	s.o.	31,3	s.o.
Services de consommation	60,5	44,7	75,5	30,6	35	19,6	16	45,1	65
Services publics	24,1	10,3	30,9	19,0	12	9,5	5	36,2	30
Fabrication	27,2	22,2	42,2	35,1 nsf	s.o.	23,7 nsf	s.o.	36,4 nsf	s.o.
Taille d'entreprise									
Moins de 20 travailleurs	43,2	29,3	55,9	33,1	24	21,0	12	51,0	48
De 20 à 99 travailleurs	33,5	25,1	43,0	28,0	24	19,1 nsf	12	41,3	48
De 100 à 499 travailleurs	21,9	13,9	32,4	20,4	17	13,1	6	32,1	39
500 travailleurs ou plus	16,4	13,7	19,5	17,9	12	13,9	5	24,0	28
Statut									
Empl à temps plein	24,1	20,3	29,4	19,4	10	16,1	6	23,8	19
Empl à temps partiel	81,5	71,9	83,0	84,1	86	68,6	86	89,9	91
Statut syndical									
Syndiqué	20,1	14,0	27,4	18,7	9	12,9	3	28,0	25
Non syndiqué	38,3	27,2	50,2	31,5	24	20,5	12	47,6	46
Taille de l'échantillon pondéré	5 511 080	2 907 762	2 603 318	5 511 080	s.o.	2 907 762	s.o.	2 603 318	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	**6195**	**3133**	**3062**	**6195**	**7305**	**3133**	**3800**	**3062**	**3505**

☐ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans object pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

[13] Un modèle logistique a servi à estimer la probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région) ainsi que les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical). La probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

[14] Les constatations sont fondées sur les données de 1993 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B1 : Caractéristiques des travailleurs et mobilité ascendante

Caractéristiques personnelles	Incidence	Probabilité[15]	
		2001	1995[16]
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Âge, 1996			
16-24	58,0	58,7	16
25-34	48,6	45,4	16
35-44	43,0	43,5	16
45-50	42,7	41,3	s.o.
Niveau d'instruction le plus élevé, 1996			
Études secondaires au moins	39,2	37,7	15
Quelques années d'études postsecondaires	51,0	50,2	15
Grade universitaire	69,7	69,3	21
Sexe			
Hommes	68,2	71,6	s.o.
Femmes	35,0	31,5	s.o.
Profession, 1996			
Professionnels, gestionnaires, scientifiques	64,6	69,4	24
Personnel de bureau	40,3	50,1	17
Ventes	32,6	31,7	11
Services	30,6	33,7	11
Travail manuel	55,5	35,4	14
Région, 1996			
Atlantique	41,4	40,5	8
Québec	41,4	34,3 nsf	15
Ontario	52,6	56,5	20
Manitoba et Saskatchewan	43,6	40,8 nsf	8
Alberta	51,1	56,0	15
Colombie-Britannique	50,3	46,3 nsf	20
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	2 016	2 016	2 188

☐ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans object pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

[15] Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical) et les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus) et la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué). La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

[16] Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B2 : Caractéristiques de l'emploi et ascension professionnelle

Caractéristiques de l'emploi, 1996	Incidence 2001	Probabilité [17] 2001	Probabilité [17] 1995[18]
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Secteur d'activité			
Production de biens	62,3	55,3 nsf	19
Services de distribution	43,3	43,2 nsf	s.o.
Services aux entreprises, professionnels, scientifiques	58,5	66,0	s.o.
Services de consommation	30,7	39,9	11
Services publics	51,8	44,6 nsf	19
Fabrication	56,9	52,4	s.o.
Taille de l'entreprise			
Moins de 20 travailleurs	37,7	38,3	16
De 20 à 99 travailleurs	48,5	49,5	12
De 100 à 499 travailleurs	55,1	54,2	16
500 travailleurs ou plus	70,3	60,0	16
Statut			
Emploi à temps plein	53,2	51,8	s.o.
Emploi à temps partiel	34,7	35,1	s.o.
Statut syndical, 1996			
Syndiqué	60,8	62,2	23
Non syndiqué	42,1	40,7	13
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	**2 016**	**2 016**	2 188

☐ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans object pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

[17] Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical) et les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus) et la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué). La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

[18] Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B3 : Changement d'emploi et ascension professionnelle (modèle 1)

Variables sur les transitions[19]	Incidence	Probabilité[20]	
		2001	1995[21]
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Changement d'emploi?			
Oui	46,9	46,8	19
Non	48,1	45,9 nsf	13
Non syndiqué en 1996 et syndiqué en 2001	59,8	63,6	27
Autres	45,8	44,2	15
Travaillait dans une petite entreprise (1996) et dans une grande entreprise (2001)	51,7	59,7	15
Autres	46,6	43,8	15
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	**2 016**	**2 016**	2 188

☐ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans object pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

[19] Voir les variables sur la transition à l'annexe D pour les définitions.

[20] Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical) et les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus) et la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué). La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients. Comme les modèles 1, 2 et 3 ont produit des résultats semblables pour les caractéristiques personnelles, les caractéristiques de l'emploi et les variables sur la transition, seules les annexes B3, B4 et B5 présentent les taux d'incidence et de probabilité relatifs aux différentes variables sur le changement d'emploi (ou sur le même emploi).

[21] Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B4 : Changement d'emploi/de fonctions et ascension professionnelle (modèle 2)

Variables sur les transitions	Incidence	Probabilité[22]	
		2001	1995[23]
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Type de changement d'emploi			
Changement d'employeur	46,9	46,9 [nsf]	s.o.
Même emploi – fonctions différentes	57,3	56,1	23
Même emploi – fonctions identiques	44,5	41,5	14
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	**2 016**	**2 016**	2 188

☐ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans object pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

[22] Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical), les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise [moins de 20 travailleurs] à une grande entreprise [500 travailleurs et plus], la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué). La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

[23] Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B5 : Changement d'emploi/d'heures et ascension professionnelle (modèle 3)

Variables sur les transitions	Incidence	Probabilité[24]	
		2001	1995[25]
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Changement du nombre d'heures de travail?			
Changement d'employeur	46,9	46,7	19
Même employeur – plus d'heures (5 heures et plus par semaine)	50,0	59,1	30
Même employeur – « autres » (les heures de travail n'ont pas augmenté d'au moins 5 heures)	47,2	40,3	9
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	**2 016**	**2 016**	2 188

☐ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans object pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

[24] Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical), les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus), la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué) et la rémunération hebdomadaire en 1996. Dans ce modèle, les travailleurs ayant de faibles gains hebdomadaires en 1996 qui n'avaient pas changé d'emploi ont été classés comme suit : (1) ceux qui faisaient au moins 5 heures de plus par semaine de 1996 à 2001; (2) les « autres », ceux dont les heures de travail n'avaient pas augmenté d'au moins 5 heures par semaine. La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

[25] Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe C : Fluctuations de la taille de l'échantillon

Groupe 1 : Travailleurs

Critères de sélection de l'échantillon	Taille de l'échantillon obtenu
Échantillon en 1996 (emplois-personnes, soit toutes les personnes et tous les emplois pour chaque personne)	55 753
Répondants longitudinaux sondés en 1996 et en 2001	33 946
Situation d'activité -employé en décembre 1996 et en décembre 2001 -la principale activité est celle d'un employé à temps plein ou à temps partiel	20 846
Sélection du seul emploi principal pour chaque personne en 1996 et en 2001 (ne pas tenir compte des emplois multiples)	11 075
Âgé de 16 à 50 ans en 1996	9 836
Non inscrit dans une école à temps plein	8 811
Exclut : -les travailleurs autonomes -les employés dans les secteurs de l'agriculture, de la pêche, de la chasse et du piégeage en 1996 et en 2001	8 308
Inclut seulement ceux qui ont déclaré des heures de travail ou des données sur le salaire en 1996 et en 2001	6 195

Groupe 2 : Travailleurs peu rémunérés

Critères de sélection de l'échantillon	Taille de l'échantillon obtenu
Débuter par l'échantillon 1 (ci-dessus)	6 195
Inclut seulement ceux qui avaient de faibles gains hebdomadaires en 1996	2 016

Annexe D : Définitions

Les variables suivantes ont été sélectionnées principalement pour assurer l'uniformité avec la recherche antérieure (Drolet et Morissette, 1998), afin de permettre la comparaison des constatations.

Secteurs d'activité : Les codes des secteurs dans l'EDTR sont ceux de l'employeur et reposent sur le Système de classification des industries d'Amérique du Nord (SCIAN) (la variable *nai3g10*), qui correspond au regroupement appelé SCIAN (20). Cette variable comprend 16 codes d'industrie qui ont été regroupés en 6 secteurs aux fins de la présente étude :

Production de biens[26]—agriculture, pêche, piégeage, foresterie, mines, extraction de pétrole et de gaz, construction;

Services de distribution[27]—transport et entreposage, communication, autres services publics, commerce, information, culture et loisirs;

Services aux entreprises, professionnels et scientifiques[28]—finances, assurances, immobilier, services aux entreprises, services professionnels (p. ex., avocats, comptables), scientifiques et techniques (p. ex., conception de systèmes informatiques);

Services de consommation[29]—gestion, administration et autres services de soutien, commerce de détail, hébergement, services de restauration et *autres* services;

Services publics[30]—administrations publiques, éducation, santé, services sociaux et administration publique;

Fabrication[31]—industries manufacturières (p. ex., aliments, vêtements et autres produits manufacturés).

Situation d'emploi : La personne travaillait-elle à temps plein ou à temps partiel? Les travailleurs à temps plein et à temps partiel ont été inclus, entre autres, pour assurer l'uniformité avec la recherche antérieure (Drolet et Morissette, 1998). Les travailleurs à temps partiel ont également été inclus parce qu'ils ont tendance à différer des travailleurs à temps plein à bien des égards. Ils sont moins susceptibles de profiter de certains des avantages non pécuniaires du travail, comme l'assurance (p. ex., l'assurance-maladie, de soins dentaires et/ou vie/invalidité complémentaire) et les régimes de pension offerts par l'employeur (p. ex., les régimes de pension agréés) (Marshall, 2003). Il est donc important d'inclure les travailleurs à temps partiel dans la recherche pour mieux comprendre la situation de ce genre de travailleurs défavorisés.

---

[26] Production de biens – codes du SCIAN : 1100 à 1129, 1151 à 1152, 1131 à 1142, 1153, 2100 à 2131, 2311 à 2329.
[27] Services de distribution – codes du SCIAN : 2211 à 2213, 4111 à 4543, 4811 à 4931, 5111 à 5142, 7111 à 7139.
[28] Services aux entreprises, professionnels et scientifiques – codes du SCIAN : 5211 à 5331, 5411 à 5419.
[29] Services de consommation – codes du SCIAN : 5511 à 5629, 7211 à 7224, 8111 à 8141.
[30] Services publics – codes du SCIAN : 6111 à 6117, 6211 à 6244, 9110 à 9191.
[31] Fabrication – codes du SCIAN : 3111 à 3399.

Professions[32] **:** Regroupement de professions selon l'emploi du répondant à la fin de l'année de référence (les principaux groupes ont été définis à l'aide de la Classification type des professions qui repose sur la classification de 1980). Si l'emploi à pris fin pendant l'année, le groupe de profession est celui à la fin de la période d'emploi. Cinq professions ont été retenues dans la présente étude :

Professionnels, gestionnaires, scientifiques – comprend les professions dans les secteurs suivants : gestion et autres professions, sciences naturelles, techniques et mathématiques; sciences sociales; enseignants et personnel assimilé; personnel médical; techniciens de la santé et travailleurs assimilés; domaines artistique, littéraire et des loisirs;

Personnel de bureau – personnel administratif et travailleurs assimilés (p. ex., commis, sténographes, teneurs de livres, opérateurs de machines de traitement de données et magasiniers, réceptionnistes, hôtesses d'accueil, facteurs et messagers);

Ventes – travailleurs spécialisés dans la vente;

Services – travailleurs spécialisés dans les services (p. ex., travailleurs spécialisés dans la préparation des aliments et boissons et les services connexes, les services de logement et secteurs connexes, l'entretien des vêtements et des tissus d'ameublement);

Travail manuel – comprend le travail dans une usine; le traitement des aliments, des boissons et des textiles; les ouvriers qualifiés et les métiers; les mineurs, carriers; la fabrication de produits; les travailleurs spécialisés dans le montage et la réparation; les travailleurs spécialisés de la construction; le personnel d'exploitation des transports; les manutentionnaires et les travailleurs assimilés; d'autres ouvriers qualifiés et les conducteurs de machines.

Variables de transition :

Changement d'emploi – trois définitions différentes dans les modèles logistiques pour l'ascension professionnelle :

Modèle 1 : La personne exerce un emploi principal en 2001 différent de celui de 1996.

Modèle 2 : Ceux qui sont demeurés chez le même employeur ont été divisés en deux groupes : (1) changement des tâches, et (2) mêmes tâches.

Modèle 3 : Ceux qui sont demeurés chez le même employeur ont été divisés en deux groupes : (1) ceux qui ont augmenté leurs heures de travail de 5 heures par semaine ou plus de 1996 à 2001, et (2) « les autres », soit ceux dont les heures de travail n'ont pas augmenté d'au moins 5 heures par semaine (annexe B5).

Changements du statut syndical – Les travailleurs qui n'étaient pas visés par une convention collective ni employés par une organisation syndiquée en 1996 mais qui, en 2001, étaient soit visés par une convention collective ou travaillaient maintenant pour une organisation syndiquée.

---

[32] Comme le nombre de professions inclus dans chacune de ces catégories est trop important pour être énuméré, toute personne intéressée peut consulter la publication Aperçu de l'enquête – « Enquête sur la dynamique du travail et du revenu », n° 75F0011XIF au catalogue.

Changement de la taille de l'entreprise – Travailleurs qui étaient dans une petite entreprise (moins de 20 personnes) en 1996, mais qui, en 2001, sont soient passés à une grande entreprise (500 personnes ou plus), ou ont vu leur organisation croître et compter 500 employés ou plus.

Travailleurs syndiqués – Travailleurs visés par une convention collective, qu'ils soient membres d'un syndicat ou non.

Rémunération : Salaire horaire versé en échange du travail rémunéré d'un employé à la fin de l'année de référence ou à la fin de l'emploi s'il a cessé pendant l'année de référence. Le montant comprend les pourboires, les bonis et les commissions. Les emplois de travailleurs rémunérés à qui aucune heure n'a été payée portent la valeur « sans objet ». Ce taux est multiplié par la moyenne des heures de travail habituelles que le répondant a faites par semaine en décembre et donne le salaire hebdomadaire.